Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2002-42 / Working Paper 2002-42

Salaire réel, chocs technologiques et fluctuations économiques

Dominique Tremblay

Remerciements

Je tiens à remercier Alain Guay pour ses commentaires et suggestions, ainsi que le Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques (CREFE) et le Fonds pour la formation des chercheurs et l'aide à la recherche (FCAR) pour leur soutien financier.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

103-02385/

Table des matières

Résumé/Abstract v

Liste des figures vi

Liste des tableaux ix

Introduction 1

1. Revue de littérature 3
   - 1.1 Modèles théoriques et fluctuations du salaire réel 3
   - 1.2 Études empiriques et fluctuations du salaire réel 5

2. Méthodologie 8
   - 2.1 Étude empirique de Galì et concept de corrélations conditionnelles 8
   - 2.2 Méthode de calcul des intervalles de confiance 12
   - 2.3 Représentation vectorielle à correction d'erreurs et identification .. 15

3. Analyse des résultats 21
   - 3.1 Modèle autorégressif bivarié 21
   - 3.2 Modèle autorégressif multivarié à correction d'erreurs 24

Conclusion 35

Bibliographie 36

Annexe – Tableaux et Figures 39

Résumé

Dans cette étude, l'auteur présente les résultats empiriques qu'il obtient de l'examen du comportement qu'affichent différentes variables économiques, notamment le salaire réel, après un choc technologique. Il reprend le modèle bivarié de Galí (1999) et compare les sentiers de réponse dynamique et les corrélations conditionnelles obtenus aux résultats provenant d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs identifié à l'aide de la procédure de King, Plosser, Stock et Watson (1991). L'auteur utilise la méthode « bootstrap après bootstrap » de Kilian (1998) dans le calcul des intervalles de confiance. Ses résultats empiriques donnent à penser que les modèles de cycle réel ne peuvent être invalidés sur la base de leurs prédictions conditionnelles du marché du travail en faveur de celles d'autres modèles.

Classification JEL : E24, E32, C32.
Classification de la Banque : Modèles économiques, Cycles et fluctuations économiques

Abstract

The author presents empirical evidence that he has obtained from an analysis of the response of different economic variables, including the real wage rate, to a technology shock. He replicates Galí's (1999) bivariate model and compares dynamic impulse responses and conditional correlations with evidence provided by the vector-error-correction model that was identified using the King, Plosser, Stock, and Watson (1991) procedure. To calculate confidence intervals, the author uses Kilian's (1998) bootstrap-after-bootstrap method. The empirical evidence suggests that it is not possible to reject a procyclical real wage in response to a technology shock. Therefore, real-business-cycle models cannot be rejected based on their conditional predictions of the labour-market dynamics in favour of other types of models.

Classification JEL : E24, E32, C32.
Classification de la Banque : Economic Models, Business Fluctuations and Cycles

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
3.1	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la première différence des heures travaillées après un choc technologique et un choc non technologique avec correction	22
3.2	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour le niveau des heures travaillées après un choc technologique et un choc non technologique avec correction	23
3.3	Logarithme de la production privée (*ly*), de la consommation (*lc*) et de l'investissement (*ly*) par habitant – États-Unis	25
3.4	Logarithme des ratios investissement/production (*lily*) et consommation/production (*lcly*)	27
3.5	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique sans correction (première différence des heures) – États-Unis	30
3.6	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique sans correction (niveau des heures) – États-Unis	31
3.7	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec correction (première différence des heures) – États-Unis	32
3.8	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec correction (niveau des heures) – États-Unis	33
A.1	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec et sans correction (première différence des heures) – États-Unis	45

LISTE DES FIGURES (SUITE)

Figure		Page
A.2	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec et sans correction (niveau des heures) – Etats-Unis	47
A.3	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et après un choc technologique obtenus avec et sans correction (niveau de l'emploi) – Canada	49
A.4	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Canada	50
A.5	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) – Allemagne	51
A.6	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Allemagne	52
A.7	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) – France	53
A.8	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – France	54
A.9	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) – Royaume-Uni	55
A.10	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Royaume-Uni	56

LISTE DES FIGURES (SUITE)

Figure		Page
A.12	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Italie	58
A.13	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) – Japon	59
A.14	Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Japon	60

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
1	Tests de racine unitaire ADF et ERS appliqués aux variables de productivité (x) et des heures travaillées (n) utilisées dans le VAR bivarié	39
2	Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc technologique avec correction	39
3	Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc non technologique avec correction	39
4	Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc technologique sans correction	40
5	Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc non technologique sans correction	40
6	Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc technologique avec correction	40
7	Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc non technologique avec correction	41
8	Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc technologique sans correction	41
9	Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc non technologique sans correction	41

LISTE DES TABLEAUX (suite)

Tableau		Page
10	Tests de racine unitaire ADF et ERS appliqués aux variables du MVCE	42
11	Tests de stationnarité de KPSS appliqués aux ratios $\log Y_t$ - $\log C_t$ et $\log Y_t - \log I_t$	43
12	Corrélations conditionnelles entre les heures travaillées et la productivité – États-Unis	44
13	Corrélations conditionnelles entre les heures travaillées et la productivité – États-Unis	44
14	Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité – Canada	49
15	Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité – Allemagne	51
16	Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité – France	53
17	Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité – Royaume-Uni	55
18	Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité – Italie	57
19	Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité – Japon	59

INTRODUCTION

L'intérêt des économistes en ce qui concerne la nature des cycles et ce qui les sous-tend n'est pas un phénomène récent. Depuis Keynes, le caractère procyclique ou contracyclique du salaire réel a suscité un débat qui perdure encore aujourd'hui. En effet, les prédictions des différents modèles théoriques au sujet du caractère cyclique du salaire réel ne sont pas toujours conciliables entre elles et sont même souvent contradictoires.

Alors que les modèles keynésiens standard, qui attribuent les cycles aux chocs de demande, prédisent un salaire réel contracyclique, les modèles de cycle réel (MCR), qui voient dans les chocs technologiques la principale source des fluctuations économiques, proposent plutôt un salaire réel fortement procyclique. Afin de pouvoir distinguer les diverses théories, plusieurs études empiriques sur le comportement cyclique du salaire réel ont été réalisées. Les premières études faites sur le sujet tentent de repérer une certaine constance dans le comportement cyclique du salaire réel. Toutefois, les résultats obtenus sont variés et semblent relativement sensibles à la méthodologie adoptée et aux données utilisées[1]. Ces résultats démontrent en quelque sorte les limites de l'approche non conditionnelle. Plus récemment, certains auteurs, notant que les différents types de chocs sous-tendant les cycles semblaient avoir un impact sur le caractère cyclique du salaire réel, ont examiné l'impact de différents chocs sur la corrélation entre le salaire réel et la production. En procédant de cette façon, Mocan et Topyan (1993), Gamber et Joutz (1997), Fleischman (1999) et Vigfusson (2002) trouvent un salaire réel procyclique en réaction à un choc technologique, alors que Galí (1999), Basu, Fernald et Kimball (1998) ainsi que Francis et Ramey (2001) rapportent plutôt un salaire réel contracyclique en réaction à un tel choc. Ces derniers résultats remettent directement en cause la capacité prédictive des MCR standard en termes de moments conditionnels.

La présente étude à pour but d'examiner, dans le cadre d'un exercice empirique, le comportement cyclique qu'affiche le salaire réel après un choc technologique, afin d'évaluer les capacités prédictives des différents modèles théoriques concurrents. Pour ce faire, nous employons un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) à partir duquel nous obtenons

---

[1] Abraham et Haltiwanger (1995) étudient cette question en détail.

des sentiers de réponse dynamique et des corrélations conditionnelles dont les intervalles de confiance sont calculés selon la méthode du « boostrap après bootstrap » proposée par Kilian (1998).

Le présent travail est divisé comme suit : la première section comprend un survol de la littérature et passe en revue les principaux modèles théoriques et les différentes études empiriques portant sur l'évolution cyclique du salaire réel. La seconde section aborde l'approche méthodologique utilisée par Galí (1999), la technique « bootstrap après bootstrap » proposée par Kilian (1998) ainsi que la méthode d'identification de King, Plosser, Stock et Watson (1991) pour déterminer l'importance du choc technologique. Enfin, la troisième et dernière section expose les principaux résultats empiriques obtenus à partir de l'estimation des différentes spécifications.

REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1 Modèles théoriques et fluctuations du salaire réel

Bien que la plupart des modèles théoriques soient en mesure de reproduire certains faits empiriques importants[2], les prédictions de ces différents modèles en ce qui concerne la dynamique du salaire réel ne font pas l'unanimité. L'objet de la présente section est de présenter brièvement les différents arguments théoriques concernant le comportement du salaire réel.

Les modèles néoclassiques mettent l'accent sur les erreurs d'anticipation commises par les agents économiques dans un contexte d'information imparfaite pour expliquer les fluctuations économiques. Par exemple, dans un modèle où les agents ne sont pas en mesure de déterminer dans l'immédiat si la variation du prix des biens qu'ils produisent est relative ou généralisée, un choc positif sur la demande globale fait augmenter temporairement la production et diminue le salaire réel s'il s'avère finalement que l'augmentation des prix est générale. Le salaire réel est donc contracyclique dans ce type de modèle.

Avec le développement des modèles de cycle réel, initialement étudiés par Kydland et Prescott (1982), Long et Plosser (1983) ainsi que Barro et King (1984), apparaît un certain souci d'appliquer l'idée exprimée par Lucas (1972) de doter les modèles macroéconomiques de fondements microéconomiques rigoureux, tout en insistant sur les chocs technologiques comme principale source des cycles économiques. Dans ces modèles d'équilibre général, les cycles économiques résultent de la réaction optimale des agents économiques à leur environnement puisque les principaux acteurs maximisent leur utilité intertemporelle en tenant compte de leur contrainte budgétaire et des ressources disponibles. En incorporant les concepts d'équilibre de marché et de concurrence parfaite, les modèles de cycle réel visent une certaine conciliation avec la théorie néoclassique. La popularité croissante de ces modèles est essentiellement due à leur surprenante capacité à reproduire avec succès certains

---

[2] Par exemple, le fait que la production est plus volatile que la consommation et moins volatile que l'investissement ainsi que le fait que la consommation, l'investissement et l'emploi sont fortement corrélés avec la production.

faits empiriques. Toutefois, ils prédisent une corrélation entre la productivité et l'emploi, qui est beaucoup trop élevée par rapport à sa contrepartie empirique. En effet, en réaction à un choc technologique positif, la productivité marginale du travail augmente, ce qui fait se déplacer la courbe de demande de travail vers la droite, le long d'une courbe d'offre de travail considérée comme stable. Ainsi, la corrélation entre les heures travaillées et la productivité est fortement positive dans ce modèle.

La théorie keynésienne standard, quant à elle, nous offre essentiellement deux approches d'explication des fluctuations économiques. La première consiste à considérer une certaine rigidité des salaires nominaux, alors que la seconde associe plutôt une telle rigidité nominale aux prix.

Le modèle initialement proposé par Keynes (1936) suppose qu'une certaine inertie des salaires nominaux rend possible un déséquilibre sur le marché du travail. Après un choc positif de demande globale, les prix augmentent, ce qui réduit le salaire réel et, en supposant une offre globale croissante, fait augmenter la quantité que les entreprises désirent produire. Dans un tel cadre théorique, le salaire réel est contracyclique. L'ampleur de la variation dépend toutefois de l'élasticité de l'offre de travail.

Il est également possible d'incorporer des rigidités par le biais des prix. Généralement, un tel postulat est associé à des hypothèses concernant certaines imperfections du marché des biens et services. Ainsi, bien que les prix soient peu flexibles à court terme, il est raisonnable de penser que les firmes voudront, dans une certaine mesure, accommoder des variations de la demande. Puisque les entreprises sont prêtes à fournir des biens et services jusqu'au moment où le coût marginal est égal au prix, il s'ensuit une courbe d'offre horizontale qui se traduit par une demande de travail verticale. Une telle représentation prédit un salaire réel procyclique après un choc de demande globale. Encore une fois, l'ordre de grandeur de l'impact sur le salaire réel dépend de l'élasticité de l'offre de travail.

La plupart des études empiriques réalisées depuis le début du siècle trouvent, entre le salaire réel et la production, une corrélation qui n'est pas très élevée en valeur absolue, allant

de faiblement procyclique à faiblement contracyclique en passant par l'acyclicité[3]. Ces résultats, initialement observés par Dunlop et Tarshis, ne concordent cependant pas avec les prédictions des modèles keynésiens ou de cycle réel standard.

Afin de pallier cette lacune, certains théoriciens de cycle réel ont tenté d'améliorer les modèles en incorporant une source de fluctuations supplémentaire dans l'explication des cycles économiques. Ainsi, au choc technologique, que les tenants des MCR croient être en grande partie responsable des cycles, s'ajoute un choc non technologique[4] qui serait susceptible de contrer l'effet du premier. Par exemple, Christiano et Eichenbaum (1992), en ajoutant un choc non technologique provenant des dépenses publiques, obtiennent une corrélation moins prononcée entre le salaire réel, mesuré par la productivité moyenne du travail, et la production. De même, Fairise et Langot (1994) incorporent aussi les dépenses publiques comme autre source à la base des cycles économiques, mais ajoutent en plus un coût d'ajustement affectant le marché du travail. La corrélation ainsi obtenue, quoique moins élevée que celle prédite par les MCR, demeure tout de même largement positive. Du côté keynésien, un modèle utilisé dans un contexte de concurrence monopolistique avec des prix rigides et une variable d'effort, comme celui présenté par Galí (1999), peut en principe reproduire le résultat observé par Dunlop et Tarshis.

1.2 Études empiriques et fluctuations du salaire réel

Bien que les modifications apportées aux modèles de base puissent en principe contribuer au rapprochement entre la théorie et les faits empiriques, il est important de noter que ces correctifs ne visent essentiellement qu'à reproduire la corrélation non conditionnelle. Évidemment, les prédictions des modèles théoriques vont au-delà de ce simple schéma et devraient, par conséquent, pouvoir reproduire les moments conditionnels du deuxième ordre de façon conforme aux observations empiriques. Ainsi, l'étude approfondie des fluctuations

---

[3] En effet, Bils (1985), Keane, Moffit et Runkle (1988), Solon, Baesky et Parker (1994) trouvent un salaire réel procyclique, ce qui semble contredire les résultats des travaux effectués précédemment par Neftçi (1978), Sargent (1978) et Chirinko (1980) démontrant la contracyclicité du salaire réel, ainsi que ceux obtenus par Geary et Kennan (1982), qui trouvent un salaire réel acyclique.

[4] On pourrait par exemple penser aux chocs sur l'offre de monnaie, sur les dépenses d'investissement, sur les dépenses publiques, etc.

conditionnelles du salaire réel pourrait permettre de procéder à une certaine différenciation des modèles théoriques.

Pour ce faire, Mocan et Topyan (1993) séparent leur échantillon en deux, le premier bloc comprenant les périodes affectées par un choc d'offre et, le second, les périodes affectées par un choc de demande[5]. Les auteurs obtiennent des résultats favorables à l'idée que le salaire réel adopte un comportement procyclique en réponse à un choc d'offre et contracyclique après un choc de demande. De plus, la corrélation trouvée entre le salaire réel et la production est relativement faible. Dans une étude précédente, Mocan et Baytas (1991) étaient parvenus à des résultats similaires en utilisant les variations non anticipées de la monnaie comme des chocs de demande et les variations non anticipées du prix de l'énergie comme des chocs d'offre.

Gamber et Joutz (1997) utilisent une approche semblable à celle proposée par Blanchard et Quah (1989) afin d'identifier séparément l'effet d'un choc d'offre et de demande. Les résultats obtenus indiquent qu'en réaction à un choc d'offre, le salaire réel est procyclique, mais contracyclique après un choc de demande. Fleischman (1999) essaie de voir si le salaire réel présente la même corrélation avec la production, quel que soit le choc concerné. Pour ce faire, il construit une mesure des fluctuations conditionnelles du salaire, qu'il définit comme la corrélation entre les erreurs de prévision de la production et du salaire réel, et cela, séparément pour chaque type de choc. En particulier, il trouve que le comportement du salaire réel est procyclique après un choc d'offre et contracyclique après un choc de demande.

Galí (1999), dans son approche méthodologique, utilise un VAR structurel jumelé au concept des corrélations conditionnelles initialement proposé par Beaudry et Guay (1996), afin de bien distinguer l'effet respectif des deux types de choc, technologique et non technologique, sur la corrélation entre le salaire réel et la production. Toutefois, le résultat qu'il obtient est sensiblement différent de ceux des études précédentes. Il trouve plutôt que la corrélation conditionnelle entre la productivité moyenne du travail et le nombre d'heures travaillées est largement négative en réponse à un choc technologique. Plus récemment,

---

[5] Ces périodes sont déterminées respectivement par les changements non anticipés du niveau des prix et de la production.

Francis et Ramey (2001) ainsi que Basu, Fernald et Kimball (1998) sont arrivés essentiellement à la même conclusion : les heures travaillées diminuent après un choc technologique. Pour parvenir à ce résultat, Francis et Ramey reprennent le travail effectué par Galí, mais ajoutent certaines contraintes de suridentification afin de s'assurer que le choc technologique obtenu en imposant des contraintes de long terme peut bel et bien être interprété comme tel. Quant à Basu, Fernald et Kimball, ils construisent une mesure agrégée du changement technologique, qui tient compte de la substitution intertemporelle entre les intrants, des impacts de la concurrence imparfaite ainsi que des effets d'agrégation. En estimant une fonction de production qui tient compte de tous ces facteurs, ils cherchent à identifier directement les chocs technologiques.

Vigfusson (2002) utilise différentes hypothèses d'identification et divers types de données pour examiner l'effet d'un choc technologique sur plusieurs variables économiques américaines et, plus particulièrement, sur les heures travaillées. Tout d'abord, il montre que les résultats obtenus par Galí et Francis et Ramey sont très sensibles au choix de la mesure de la production privée utilisée dans la construction de la variable de productivité. En reprenant le cadre méthodologique de ces derniers, mais en optant pour différentes mesures de productivité, il arrive à la conclusion que plus la mesure de la production est précise, plus les heures travaillées reviennent rapidement à leur niveau initial en réaction à une innovation technologique. Il refait ensuite l'analyse précédente, mais y remplace la mesure de la productivité du travail par sa mesure de productivité, qui tient compte de la substitution intertemporelle des intrants. Les résultats empiriques obtenus montrent que l'impact initial sur les heures travaillées est faible, mais qu'avec le temps la réaction dynamique de cette variable au choc technologique acquiert de l'ampleur pour devenir largement positive.

À la lumière des différents éléments exposés dans la présente section, nous nous proposons d'étudier empiriquement les variations du salaire réel en réaction à un choc technologique dans le cadre d'une représentation vectorielle à correction d'erreurs identifiée à l'aide de contraintes de long terme.

MÉTHODOLOGIE

2.1 Étude empirique de Galí et concept de corrélations conditionnelles

La présente section expose le cadre méthodologique utilisé par Galí (1999) dans la réalisation de son étude empirique. La présentation se limite cependant au cas du VAR à deux variables incluant la productivité et les heures travaillées.

Tout d'abord, Galí remet en question la capacité prédictive des MCR en termes de moments conditionnels. En effet, un modèle peut être efficace en ce qui a trait à la reproduction de moments non conditionnels d'une série macroéconomique, mais peut mener à des résultats erronés ou incompatibles en ce qui concerne l'impact de différents chocs sur l'économie.

Afin d'obtenir les corrélations conditionnelles empiriques, Galí utilise une représentation vectorielle autorégressive structurelle (SVAR) et impose une restriction de long terme qui fait en sorte que seul le choc technologique peut avoir un effet permanent sur le niveau de la productivité du travail. Ainsi, l'approche privilégiée par Galí est similaire à celle employée par Blanchard et Quah (1989), sauf qu'elle permet aux deux types de chocs d'avoir un impact permanent sur le niveau des heures et, par extension, sur la production.

Les données utilisées par l'auteur pour estimer ce modèle sont des données trimestrielles américaines couvrant la période allant de 1948T1 à 1994T4 et provenant de la base de données Citibase. La série « heures » est définie comme le logarithme népérien du total des heures employées dans les entreprises non agricoles, alors que la série sur la productivité du travail a été construite en soustrayant cette dernière variable du logarithme népérien du PIB. Galí présente également les résultats obtenus lorsque les heures sont remplacées par le logarithme népérien de la population active civile employée et que la variable de salaire réel est modifiée en conséquence. Il est à noter que l'auteur n'utilise pas des données par habitant.

Le modèle empirique avancé par Galí laisse entendre que les variations du logarithme de la productivité (x_t) et du logarithme des heures (n_t) proviennent essentiellement de deux types de chocs : les chocs technologiques et les chocs non technologiques. Ces derniers sont

orthogonaux, donc non corrélés entre eux, et l'impact sur les heures et la production se transmet dans le temps par le biais de canaux de transmission non spécifiés. L'utilisation de la première différence des variables est motivée par les résultats du test de Dickey-Fuller, qui ne nous permettent pas de rejeter la présence d'une racine unitaire dans les séries.

Nous allons maintenant présenter la méthode d'identification à l'aide des contraintes de long terme. Cette présentation suit essentiellement la méthode empruntée par Galí.

Soit q_t, un vecteur de variables $I(1)$ comprenant x_t et n_t. Δq_t étant supposé stationnaire, le théorème de Wold nous permet d'obtenir une représentation moyenne mobile unique :

$$\Delta q_t = \delta + B(L)v_t \tag{1}$$

où δ est un paramètre déterministe, $B(L) = I_n + \sum_{j=1}^{\infty} B_j L^j$ et B_j est une matrice de paramètres de dimension 2 x 2. Il est ensuite possible d'obtenir une forme structurelle associée à cette forme réduite :

$$\Delta q_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \tag{2}$$

$$C(L) = B(L)C_0 \tag{3}$$

$$\varepsilon_t = C_0^{-1} v_t, \tag{4}$$

où $C(L) = C_0 + \sum_{j=1}^{\infty} C_j L^j$ et ε_t est un vecteur n x 1 d'innovations structurelles comprenant un choc technologique (ε_t^z) et un choc non technologique (ε_t^m) avec E(ε_t) = 0 et E($\varepsilon_t \varepsilon_t'$) = Σ_ε . La matrice *C(L)* peut aussi être exprimée de la façon suivante :

$$C(L) = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix}. \tag{5}$$

En remplaçant *L* par 1 dans *C(L)*, nous obtenons la matrice des multiplicateurs de long terme *C(1)*, qui est la somme matricielle des coefficients structurels contenus dans *C(L)*. Cette

matrice donne également l'ampleur et le signe des effets permanents que peut avoir chacun des chocs sur les variables du vecteur q_t.

Puisque, par l'équation (4), $v_t = C_0\varepsilon_t$, il est possible de définir la matrice de variance-covariance des chocs de forme réduite comme suit :

$$\Sigma_v = \mathrm{E}\left[C_0\varepsilon_t\varepsilon_t{}'C_0{}'\right] = C_0\Sigma_\varepsilon C_0{}'. \tag{6}$$

De plus, il est courant de normaliser à l'unité les éléments de la diagonale de la matrice de variance-covariance des innovations structurelles qui devient, par conséquent, une matrice identité. Ceci nous permet de réduire l'équation (6) à la forme suivante :

$$\Sigma_v = C_0C_0{}'. \tag{7}$$

À cette étape, il est possible de procéder à l'identification du système en imposant des restrictions contemporaines et en normalisant les éléments de la diagonale de C_0 à l'unité. Une méthode fréquemment utilisée est la décomposition de Choleski, qui donnera une matrice C_0 triangulaire inférieure. Une telle procédure impose cependant au modèle une certaine structure qui peut ou non avoir un sens économique.

Galí, quant à lui, privilégie plutôt l'utilisation de restrictions d'identification basées sur la matrice des multiplicateurs de long terme en accord avec ce qu'enseigne la théorie économique sur des valeurs que pourraient prendre ces derniers. Il existe en effet une relation entre les multiplicateurs de long terme structurels, les paramètres structurels contemporains et la somme des coefficients du VAR. Cette relation nous est donnée par $B(1) = C(1)C_0^{-1}$ lorsque L prend la valeur 1 dans l'équation (3). En isolant C_0 et en remplaçant le résultat obtenu dans l'équation (7), nous obtenons :

$$\Sigma_v = B(1)^{-1}C(1)C(1)'B(1)^{-1} \Rightarrow B(1)\Sigma_v B(1)' = C(1)C(1)'. \tag{8}$$

Cette relation exprime donc les paramètres structurels de long terme en fonction des paramètres structurels estimés de la forme réduite. Nous avons donc :

$$\begin{bmatrix} \hat{b}_{11,1}+\ldots+\hat{b}_{11,\infty} & \hat{b}_{12,1}+\ldots+\hat{b}_{12,\infty} \\ \hat{b}_{21,1}+\ldots+\hat{b}_{21,\infty} & \hat{b}_{22,1}+\ldots+\hat{b}_{22,\infty} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{v11} & \hat{\sigma}_{v12} \\ \hat{\sigma}_{v21} & \hat{\sigma}_{v22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b}_{11,1}+\ldots+\hat{b}_{11,\infty} & \hat{b}_{12,1}+\ldots+\hat{b}_{12,\infty} \\ \hat{b}_{21,1}+\ldots+\hat{b}_{21,\infty} & \hat{b}_{22,1}+\ldots+\hat{b}_{22,\infty} \end{bmatrix}'$$

$$= \begin{bmatrix} C_{11}(1) & C_{12}(1) \\ C_{21}(1) & C_{22}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{11}(1) & C_{12}(1) \\ C_{21}(1) & C_{22}(1) \end{bmatrix}'. \qquad (9)$$

En supposant que la racine unitaire dans la productivité provienne exclusivement des chocs technologiques, Galí impose la valeur 0 au coefficient $C_{12}(1)$, ce qui revient à dire que la matrice des multiplicateurs de long terme $C(1)$ est triangulaire inférieure. Il est ainsi possible de résoudre le système et d'utiliser les estimations de C_{11}, C_{21} et C_{22} pour retrouver la matrice C_0 à partir de l'équation (3) en remplaçant L par 1. Il est par la suite possible d'obtenir la matrice des réponses dynamiques C(L), puisque $C(L) = B(L)C_0 = B(L)B(1)^{-1}C(1)$.

Ceci nous permet ensuite d'obtenir la portion de la croissance de la productivité associée aux chocs technologiques et non technologiques, qui nous est donnée par :

$$\Delta x_t^z = C_{11}(L)\varepsilon_t^z \quad \text{et} \quad \Delta x_t^m = C_{12}(L)\varepsilon_t^m . \qquad (10)$$

De même, la portion de la croissance des heures associée à chacun des chocs nous est donnée par :

$$\Delta n_t^z = C_{21}(L)\varepsilon_t^z \quad \text{et} \quad \Delta n_t^m = C_{22}(L)\varepsilon_t^m , \qquad (11)$$

où $C_{ik}(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_{ik,j} L^j$ avec i et k pouvant prendre des valeurs comprises entre 1 à 2. Galí calcule ensuite la corrélation entre les deux variables du vecteur Δq_t en réponse à un choc i, pour $i = z, m$. Celle-ci peut-être calculée de la façon suivante :

$$Corr(\Delta n_t, \Delta x_t \mid i) = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} C_j^{ni} \cdot C_j^{xi}}{\left(Var\left[\Delta n_t^i\right] \cdot Var\left[\Delta x_t^i\right]\right)^{1/2}} . \qquad (12)$$

En ce qui concerne les estimations de la corrélation non conditionnelle, Galí obtient des résultats compatibles avec les études empiriques, à savoir une corrélation en valeur

absolue faiblement différente de zéro entre les heures et la productivité[6]. Toutefois, une corrélation conditionnelle fortement négative (-0,81) en réaction à un choc technologique et positive (0,26) après un choc de nature non technologique démarque les résultats de Galí de ceux d'autres études empiriques. Galí estime également un modèle comprenant cinq variables, soit les heures, la productivité, M2, l'IPC et le taux d'intérêt nominal pour tester la robustesse de ses résultats et déterminer quels sont les effets d'un choc technologique lorsque le modèle comporte davantage de variables. Les corrélations que l'auteur estime à partir de ce modèle plus complexe sont similaires à celles obtenues pour un modèle plus simple. Ces résultats semblent ainsi confirmer l'hypothèse d'un salaire réel contracyclique en réaction à une innovation technologique.

Par la suite, Galí étend son modèle aux autres pays du G7. Les variables utilisées pour l'estimation du VAR bivarié sont la productivité et l'emploi et elles proviennent des comptes nationaux trimestriels de l'OCDE. Pour tous les pays considérés, à l'exception du Japon, l'auteur retrouve les mêmes résultats que précédemment en termes de corrélation conditionnelle et non conditionnelle.

À la lumière de ces résultats, Galí propose une alternative aux MCR, jugés non satisfaisants en termes de moments conditionnels, en introduisant un modèle de concurrence monopolistique avec rigidité des prix incorporant une variable d'effort. Ce modèle théorique lui permet d'obtenir une corrélation non conditionnelle s'approchant de zéro, donc compatible avec les données, en plus de fournir l'impact individuel de chaque choc sur le comouvement entre le nombre d'heures travaillées et la productivité moyenne du travail. L'une des prédictions de ce modèle est que les chocs technologiques génèrent une corrélation négative entre les heures et la productivité.

2.2 Méthode de calcul des intervalles de confiance

Pour calculer les écarts-types des corrélations conditionnelles et des sentiers de réponse dynamique, Galí utilise la méthode d'intégration de Monte Carlo, ce qui lui permet d'obtenir une distribution asymptotique estimée des coefficients du VAR et de la matrice de

---

[6] Il est à noter que ce résultat peut également être compatible avec des modèles MCR prenant en compte plus d'un type de choc.

variance-covariance des innovations. Toutefois, Kilian (1998) a démontré que l'utilisation d'une technique en deux étapes, couramment nommée « bootstrap après bootstrap », permet d'obtenir des écarts-types relativement plus précis en termes de couverture effective. Pour tenir indirectement compte des biais en petit échantillon de la distribution, une correction de premier ordre des paramètres estimés du VAR est effectuée avant de récupérer les intervalles de confiance.

Cependant, avant de passer à l'approche proposée par Kilian, nous présenterons brièvement le concept à la base de la méthode du bootstrap non paramétrique. Soit le modèle suivant :

$$y_t = X_t\beta + \varepsilon_t, \tag{13}$$

où y_t est la variable dépendante avec $t = 1,\ldots,T$, X_t est un vecteur de variables explicatives de dimension T x k et β est un vecteur k x 1 de coefficients. Le bootstrap consiste premièrement à estimer $\hat{\beta}$ et à obtenir conséquemment $\hat{y}_t$ et $\hat{\varepsilon}_t$. Il s'agit ensuite de tirer avec remise N échantillons $(n_1,n_2,\ldots,n_N)$ de taille T à partir des résidus estimés, $\hat{\varepsilon}_t$. Pour chacun de ces échantillons, il faut ensuite construire une nouvelle variable dépendante de la façon suivante :

$$y_t^{n_j} = \hat{y}_t + \hat{\varepsilon}_t^{n_j} \quad \text{pour } j = 1, \ldots, N \text{ et où } \hat{y} = X_t\hat{\beta}.$$

Il y aura donc N nouvelles variables dépendantes, qu'il est alors possible de régresser sur X_t afin d'obtenir N vecteurs de coefficients estimés, $\hat{\beta}^*$. Par la suite, pour les N estimations des coefficients $\hat{\beta}_j^*$ avec $j = 1,\ldots, k$, un histogramme donnant un poids de $1/N$ à chacune est construit. La distribution résultante est l'estimation obtenue par bootstrap de la distribution échantillonnale de β_j qui peut alors servir à obtenir des intervalles de confiance et faire de l'inférence sur le paramètre de la population. Plus le nombre de réplications, N, est élevé, plus la distribution empirique obtenue est une bonne approximation de la distribution en petit échantillon de β_j comparativement à la distribution asymptotique. Ainsi, l'intuition à la base du bootstrap est que les estimations $\hat{\beta}^*$ obtenues par cette technique sont reliées à $\hat{\beta}$ comme ce dernier est relié à β, le vrai paramètre de la population.

Kilian (1998), dans le cadre d'un modèle autorégressif, montre qu'en petit échantillon la distribution asymptotiquement normale des estimations des fonctions de réponse dynamique est très peu représentative de la distribution qui prévaut effectivement à distance finie. Cette dernière peut en effet être extrêmement biaisée et non symétrique.

Pour remédier à ce problème, Kilian propose tout d'abord d'effectuer une correction du premier ordre sur les coefficients obtenus par bootstrap et utilisés dans la construction des sentiers de réponse. Cette modification est pertinente en ce sens que, si le biais observé dans les fonctions de réponse provient essentiellement du biais en petit échantillon de l'estimateur des MCO[7], la correction de ce dernier permet une diminution du biais contenu dans les réponses dynamiques.

Le fait que l'estimateur des MCO soit biaisé à distance finie nécessite cependant une autre correction. L'intuition à la base du bootstrap est que les coefficients obtenus par cette technique sont liés à l'estimateur des MCO, tout comme celui-ci est lié au vrai paramètre de la population. Ainsi, pour maintenir ces liens, il est aussi nécessaire d'apporter une correction du premier ordre à l'estimateur des MCO avant de procéder au bootstrap. En effet, appliquer le bootstrap en utilisant une estimation biaisée mènerait à des estimations bootstrap encore plus biaisées.

Nous présentons ici la façon d'appliquer l'approche suggérée par Kilian qui prend en compte les problèmes rencontrés en petit échantillon dans le contexte d'un modèle autorégressif. Soit le VAR(p) suivant :

$$\Delta q_t = b_1 \Delta q_{t-1} + b_2 \Delta q_{t-2} + ... + b_p \Delta q_{t-p} + v_t . \qquad (14)$$

Ce VAR est similaire à celui utilisé par Galí. Ainsi, les statistiques d'intérêt sont données par les éléments des matrices $C(L)$, dont l'élément typique est $C_{kl,i}$ qui peut être interprété comme la réponse de la variable k à un choc sur la variable l, il y a i périodes. Comme nous l'avons démontré précédemment, $C_{kl,i}$ est à la fois fonction des paramètres b_1, b_2,..., b_p et de la matrice de variance-covariance Σ_v.

---

[7] Il pourrait également provenir de la non-linéarité de l'estimateur des sentiers de réponse dynamique. Les estimations ainsi obtenues ne seront généralement pas sans biais, mais plutôt approximativement sans biais.

La marche à suivre proposée par l'auteur est la suivante :

1) Estimer le VAR(*p*) présenté plus haut et obtenir N = 1 000 estimations $\hat{\beta}^*$ par bootstrap. Approximer le biais $\Psi = E(\hat{\beta}) - \beta$ par $\Psi^* = E(\hat{\beta}^*) - E(\hat{\beta})$ dont l'estimation est donnée par $\hat{\Psi} = \hat{\beta}^* - \hat{\beta}$.

2) Obtenir le module de la matrice $\hat{\beta}$, soit $m(\hat{\beta})$. Si ce dernier est inférieur à l'unité, il faut corriger le biais et construire le coefficient $\tilde{\beta} = \hat{\beta} - \hat{\Psi}$. Cependant, si $m(\hat{\beta})$ est égal ou supérieur à l'unité, il faut définir $\hat{\Psi}_{i+1} = \delta_i \hat{\Psi}_i$ et $\delta_i = \delta_1 - 0.01$ avec $\hat{\Psi}_1 = \hat{\Psi}$ et $\delta_1 = 1$. On pose $\tilde{\beta}_i = \hat{\beta} - \hat{\Psi}_i$ pour i = 1,2,..., jusqu'à ce qu'on obtienne $m(\tilde{\beta}) < 1$. À ce moment, $\tilde{\beta} = \tilde{\beta}_i$.

3) Remplacer $\hat{\beta}$ par $\tilde{\beta}$ dans la construction de Δq_t^* et générer 2 000 nouveaux $\hat{\beta}^*$ par bootstrap. Encore un fois, une correction du biais doit être apportée. À des fins de simplification, Kilian propose d'utiliser l'estimation du biais $\hat{\Psi}$ obtenue à la première étape comme approximation de $\hat{\Psi}^*$.

4) Calculer $\tilde{\beta}^*$ en reprenant l'exercice à partir de l'étape 2, puis obtenir $C_{kl,i}^*(\hat{\beta}^*, \Sigma_v^*)$, qui nous donne une distribution à partir de laquelle il est possible de calculer les intervalles de confiance.

2.3 Représentation vectorielle à correction d'erreurs et identification

De façon générale, le cadre méthodologique de Galí (1999) peut sembler relativement adéquat. Néanmoins, nous croyons qu'il est possible de l'améliorer en utilisant un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE). En effet, la procédure proposée par King et coll. (1991) permettrait probablement une meilleure estimation de l'impact de la technologie sur le caractère cyclique du salaire réel, étant donné les relations de cointégration entre la production et la consommation et la production et l'investissement. Ceci peut s'expliquer par le fait que ces variables possèdent une tendance commune, à cause de l'effet permanent du choc technologique sur celles-ci, ce qui permet d'inclure une information

concernant la dynamique de long terme entre ces variables qui enrichit le modèle et aide ainsi à mieux identifier le choc technologique.

Le but de la présente section est donc de présenter les différentes étapes qui nous permettront de reprendre l'étude réalisée par Galí, mais dans le cadre d'un MVCE et en utilisant des intervalles de confiance calculés à l'aide de la procédure développée par Kilian (1998). Le MVCE utilisé comprend la première différence de quatre variables dont on a préalablement calculé le logarithme : la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées. On obtient ensuite la productivité en soustrayant le log de la production du log des heures travaillées[8].

La stratégie d'identification de King et coll. est une application de la méthode proposée par Blanchard et Quah (1989), mais utilisée dans le contexte plus général d'un MVCE. Cette méthode utilise deux types de restrictions et repose sur les implications des liens de cointégration dans un système multivarié. Premièrement, les restrictions de cointégration imposent des contraintes à la matrice de long terme, ce qui permet d'identifier les composantes permanentes. Deuxièmement, les innovations de la composante permanente sont supposées orthogonales aux innovations de la composante transitoire, ce qui, dans notre cas, permet d'obtenir les réponses dynamiques des variables du MVCE après un choc technologique.

Soit X_t un vecteur de variables $I(1)$ cointégrées de dimension $n \times 1$ écrit sous la forme d'une représentation autorégressive à correction d'erreurs (MVCE) :

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{j=1}^{l} A_j \Delta X_{t-1} + \alpha\beta' X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (15)$$

où α et β sont des matrices n x r de rang complet, $0 \leq r \leq n$ est le nombre de vecteurs de cointégration et ε_t désigne les chocs de la forme réduite avec $E\left[\varepsilon_t \varepsilon_{t-j}\right] = 0 \quad \forall j \neq 0$, $E[\varepsilon_t] = 0$ et $VAR[\varepsilon_t] = \Sigma_\varepsilon$.

[8] Lorsque nous parlons de productivité, il s'agit de la productivité du travail.

À l'aide du théorème de représentation de Engle et Granger (1987), il est possible d'inverser l'équation (15) afin d'obtenir sa représentation moyenne mobile :

$$\Delta X_t = \mu + C_0\varepsilon_t + C_1\varepsilon_{t-1} + C_2\varepsilon_{t-2} + ... = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} C_j\varepsilon_{t-j} \equiv \mu + C(L)\varepsilon_t \,. \qquad (16)$$

Les C_i sont des matrices n x n de paramètres estimés, $C(0) = I_n$ et $C(1)$ est une matrice de rang non complet (n x ($n - r$)) s'il existe une ou plusieurs relations de cointégration dénotées par r. À partir de la forme réduite du modèle, nous devons identifier la représentation structurelle suivante :

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_0\eta_t + \Gamma_1\eta_{t-1} + \Gamma_2\eta_{t-2} + ... = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \Gamma_j\eta_{t-j} \equiv \mu + \Gamma(L)\eta_t \,, \qquad (17)$$

où η_t est un vecteur n x 1 d'innovations structurelles inconnues avec $E\left[\eta_t\eta_{t-j}\right] = 0 \forall j \neq 0$, $E[\eta_t] = 0$ et $VAR[\eta_t] = \Sigma_\eta$. Les Γ_j sont des matrices n x n devant être identifiées et dont l'élément type τ_{kl} mesure l'impact sur la $k^{ième}$ variable du $l^{ième}$ choc structurel après j périodes. L'équation (16) aura la forme de l'équation (17) si $\varepsilon_t = \Gamma_0\eta_t$ et $C(L) = \Gamma(L)\Gamma_0^{-1}$.

Le problème d'identification rencontré est le suivant : à quelles conditions pourrons-nous récupérer les innovations de forme structurelle η_t et la matrice de polynômes de retard $\Gamma(L)$ à partir des innovations de forme réduite ε_t et de la matrice de polynômes de retard $C(L)$? Puisque les chocs de forme structurelle et les chocs de forme réduite sont unis par la relation $\varepsilon_t = \Gamma_0\eta_t$, nous avons $\Sigma_\varepsilon = \Gamma_0\Sigma_\eta\Gamma_0'$. La matrice de variance-covariance des erreurs structurelles Σ_η possède $n(n+1)/2$ éléments distincts inconnus, la matrice variance-covariance des erreurs de forme réduite Σ_ε possède $n(n+1)/2$ éléments estimés et Γ_0 renferme n^2 éléments inconnus. Comme le nombre d'éléments estimés est inférieur au nombre d'éléments inconnus, il nous faudra imposer des restrictions pour pouvoir identifier la matrice Γ_0 et retrouver le ou les chocs structurels permanents.

L'identification des éléments de la matrice Γ_0 peut être effectuée de plusieurs façons. Tout d'abord, il est possible de placer des restrictions contemporaines, ce qui aurait pour effet

d'empêcher un choc d'avoir un impact sur une certaine variable durant la période en cours. Des restrictions sur l'impact de long terme des chocs peuvent aussi être imposées, ce qui suggère de choisir Γ_0, de telle sorte que $\Gamma(1)$ ait une forme particulière; les relations de cointégration jouent un rôle important à cette étape. Enfin, des restrictions peuvent être imposées afin que la matrice de variance-covariance des innovations structurelles ait une certaine structure.

Dans leur procédure d'identification, King et coll. utilisent les deux derniers types de restrictions pour identifier la matrice Γ_0 et retrouver le ou les chocs structurels permanents.

Le premier type de contraintes est donné par $\Gamma(1) = \left[\tilde{A}\Pi, 0 \right]$, où Γ_0^{-1} existe et où $\tilde{A}$ est une matrice de sélection (n x ($n - r$)) connue, de rang colonne complet et dont les colonnes sont orthogonales aux vecteurs de cointégration. La matrice Π est triangulaire inférieure et de dimension (($n - r$) x ($n - r$)), et les éléments de sa diagonale ont été normalisés à l'unité. Cette matrice permet à certains chocs d'avoir un impact à long terme sur plus d'une variable. 0 est une matrice (n x (n-($n - r$))) contenant des zéros.

Étant donné que les chocs structurels technologiques et non technologiques sont supposés orthogonaux, le second type de restriction d'identification fait en sorte que la matrice de variance-covariance est donnée par :

$$\Sigma_\eta = E[\eta_t \eta_t'] = \begin{bmatrix} \Sigma_{\eta^1} & 0 \\ 0 & \Sigma_{\eta^2} \end{bmatrix} \text{ avec } \eta_t = \left(\eta_t^1 ' \eta_t^2 '\right) ' . \qquad (18)$$

où η_t^1 est un vecteur k x 1 contenant les chocs technologiques, η_t^2 est un vecteur (n-k) x 1 contenant les chocs non technologiques et Σ_{η^1} est une matrice bloc-diagonale, ce qui signifie que les innovations permanentes ne sont pas corrélées entre elles, pas plus qu'elles ne le sont avec les innovations temporaires. Cette restriction est nécessaire puisqu'elle nous permet d'obtenir la ou les premières colonnes de $\Gamma(L)$ qui représentent l'impact du ou des chocs permanents sur les variables du modèle.

Compte tenu de ces restrictions, King et coll. montrent qu'il est possible d'identifier le modèle structurel et donc de retrouver les innovations technologiques ou permanentes.

Pour passer de la forme structurelle à la forme réduite, nous devons effectuer les étapes suivantes :

$$\Gamma(L)^{-1}(\Delta X_t - \mu) = \eta_t \tag{19}$$

$$\Gamma_0\Gamma(L)^{-1}(\Delta X_t - \mu) = \Gamma_0\eta_t \tag{20}$$

$$\Delta X_t = \mu + C(L)\varepsilon_t . \tag{21}$$

Nous avons donc $C(L) = \Gamma(L)\Gamma_0^{-1}$ et $\varepsilon_t = \Gamma_0\eta_t$. À partir de (19), on peut déduire que $C(1) = \Gamma(1)\Gamma_0^{-1}$. Soit D, une solution de $C(1) = \tilde{A}D$ qui pourrait par exemple être $D = (\tilde{A}'\tilde{A})^{-1}\tilde{A}'C(1)$, où $(\tilde{A}'\tilde{A})^{-1}\tilde{A}'$ est en fait l'inverse généralisée de $\tilde{A}$, qui n'est pas inversible, puisqu'elle est de rang non complet.

Il est possible de montrer que $C(1)\varepsilon_t = \Gamma(1)\eta_t = \tilde{A}\Pi\eta_t^1$. En effet, puisque $C(1) = \tilde{A}D$, nous déduisons que $\tilde{A}D = \Gamma(1)\Gamma_0^{-1}$. En partant du fait que $\varepsilon_t = \Gamma_0\eta_t$ et que $\Gamma(1) = \left[\tilde{A}\Pi 0\right]$, nous obtenons l'expression suivante :

$$\tilde{A}D\varepsilon_t = \tilde{A}\Pi\eta_t^1 \;\Rightarrow\; D\Sigma_\varepsilon D' = \Pi\Sigma_{\eta^1}\Pi' . \tag{22}$$

Soit Π^*, l'unique racine carrée triangulaire inférieure de $D\Sigma_\varepsilon D'$ et soit Π et $\Sigma_{\eta^1}^{1/2}$ les solutions uniques de $\Pi\Sigma_{\eta^1}^{1/2} = \Pi^*$. Si k est le nombre de chocs permanents, les premières k rangées de Γ_0^{-1} sont données par $G = \Pi^{-1}D$. Puisque D est unique à une prémultiplication par une matrice non singulière près, G sera aussi unique. Enfin, comme $\tilde{A}D\varepsilon_t = \tilde{A}\Pi\eta_t^1$, nous pouvons conclure que $\eta_t^1 = G\varepsilon_t$. Les multiplicateurs dynamiques de η_t^1 sont donnés par les k premières colonnes de $\Gamma(L)$. Ils peuvent être obtenus en divisant la matrice Γ_0 en deux matrices distinctes : une matrice H de dimensions n x k et une matrice J de dimensions n x$(n-k)$. Puisque $\Gamma(L) = C(L)\Gamma_0$, les k premières colonnes de $\Gamma(L)$ sont données par $C(L)H$. Comme $\varepsilon_t = \Gamma_0\eta_t$, alors $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \Gamma_0 E(\eta_t\eta_t')\Gamma_0'$, on peut écrire :

$$\Gamma_0^{-1}\Sigma_\varepsilon = \Sigma_\eta \Gamma_0' \tag{23}$$

de façon à ce que $H' = \Sigma_{\eta^1}^{-1} G \Sigma_\varepsilon$. Ainsi, les multiplicateurs dynamiques de η_t^1 peuvent être identifiés par :

$$A(L) = C(L)\Sigma_\varepsilon G' \Sigma_{\eta^1}^{-1}. \tag{24}$$

Les corrélations conditionnelles entre les différentes variables après un choc technologique *i* peuvent ensuite être obtenues de la façon suivante :

$$Corr(\Delta X_{1t}, \Delta X_{2t} \mid i) = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} A_j^{1i} \cdot A_j^{2i}}{\left(Var\left[\Delta X_{1t} \mid i\right] \cdot Var\left[\Delta X_{2t} \mid i\right]\right)^{1/2}}, \tag{26}$$

où A_j^{1i} est la réponse de la première variable au choc technologique *i* à la période *j*. Des intervalles de confiance peuvent ensuite être obtenus par la méthode « bootstrap après bootstrap », comme il est expliqué à la section 2.2.

ANALYSE DES RÉSULTATS

3.1 Modèle autorégressif bivarié

À l'aide du concept proposé par Kilian (1998), nous avons repris le cas bivarié de l'étude de Galí (1999) incluant les variables de la productivité du travail et des heures travaillées pour les États-Unis. La série « heures » représente les heures totales employées dans les établissements non agricoles, et la série « productivité » est obtenue en divisant le PIB par cette première variable. Le modèle est estimé à l'aide de données trimestrielles couvrant la période allant de 1948T1 à 1994T4[9]. Avant de procéder à l'estimation ainsi qu'au calcul des corrélations conditionnelles et des intervalles de confiance, les caractéristiques principales de ces séries ont été étudiées.

Le Tableau 1 présente les résultats des différents tests utilisés afin de vérifier la stationnarité des séries utilisées dans ce modèle. Nous avons appliqué le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) sur le niveau et la première différence des variables. En reprenant la spécification adoptée par Galí, soit un test ADF avec quatre retards, nous obtenons des résultats qui ne nous permettent pas de rejeter la présence d'une racine unitaire dans les variables de productivité et du niveau des heures, mais la rejettent lorsque la première différence de la variable est utilisée (à un niveau de confiance de 5 %). Toutefois, lorsque nous utilisons le MAIC[10] comme critère de sélection, le test ADF rejette la non-stationnarité pour les heures travaillées. L'application du test ERS[11], généralement jugé plus puissant, réfute cependant ce premier résultat et conclut à la non-stationnarité du niveau des heures. Aussi, le test ERS ne semble pas pencher en faveur de la stationnarité pour la productivité prise en première différence. Bien que ce type de tests soit utile à la caractérisation des séries dont nous disposons, il est important de noter qu'en présence d'un échantillon relativement petit, la puissance qu'on lui accorde est assez restreinte.

---

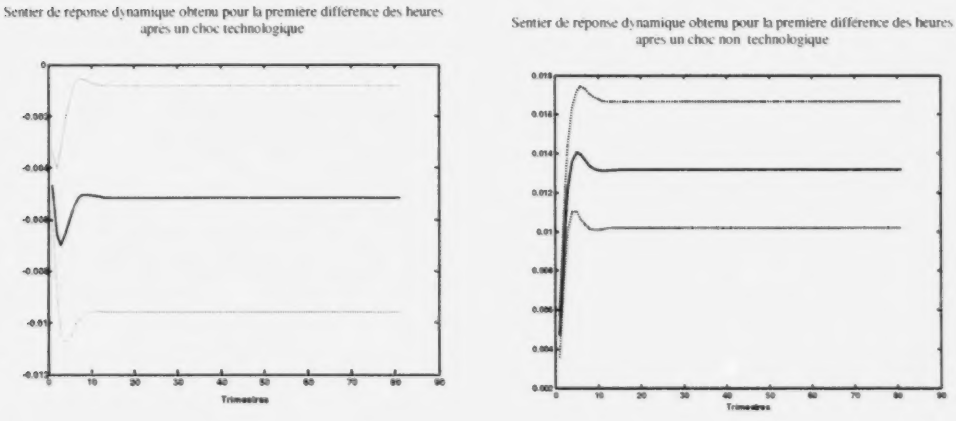
[9] Les données sur les heures travaillées et sur la productivité nous ont gracieusement été fournies par Galí à des fins de reproduction.

[10] Le MAIC est le critère d'information d'Akaike modifié tel que présenté par Ng et Perron (1995).

[11] Selon Eliot, Rothemberg et Stock (1996), le manque de puissance des tests de racine unitaire provient en partie du fait qu'il faut estimer les composantes déterministes, ou paramètres de nuisance, du processus. Ils ont donc proposé une façon d'estimer séparément ces paramètres pour ensuite les retrancher à la série originale. Un test ADF standard est par la suite appliqué à la série modifiée et la statistique ainsi obtenue est comparée aux valeurs critiques appropriées.

Nous avons ensuite calculé les corrélations conditionnelles entre la productivité et les heures travaillées en réaction à un choc technologique et non technologique. Les résultats présentés aux Tableaux 2 et 3 sont essentiellement les mêmes que ceux auxquels est parvenu Galí. Après un choc technologique, la corrélation empirique entre la productivité et les heures est largement négative (-0,86), alors qu'en réponse à un choc non technologique, elle est positive (0,30). Le sentier de réponse du côté droit de la Figure 3.1 nous montre bien que les heures travaillées ne retrouvent jamais leur niveau antérieur après un choc technologique. Les corrélations conditionnelles ont aussi été calculées pour la spécification n'incorporant pas la correction proposée par Kilian. Comme le montrent les Tableaux 4 et 5, les résultats obtenus sont assez similaires : nous obtenons un corrélation négative (-0,85) en réaction à un choc technologique et une corrélation positive (0,30) après un choc non technologique.

Figure 3.1 Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la première différence des heures travaillées après un choc technologique et un choc non technologique avec correction*

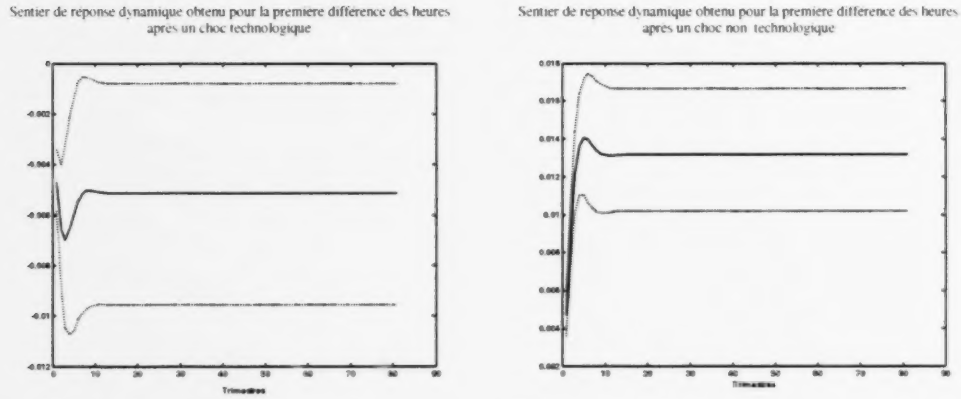


***Les lignes pointillées représentent les intervales de confiance à 90 %.**

Galí soutient également que ses résultats ne sont pas sensibles au fait que les heures soient prises en niveau ou en différence. Nous avons donc repris la même démarche, mais cette fois-ci en remplaçant la première différence des heures par le niveau des heures. Bien que l'impact d'un choc technologique ait à peu près le même effet sur la corrélation entre la productivité et les heures travaillées (-0,53) que dans l'étude de Galí, le choc non technologique n'implique pas une corrélation positive entre ces deux variables, comme

semblent le suggérer ses estimations, mais suppose plutôt une relation négative (-0,24) (voir Tableaux 6 et 7). Il n'en demeure pas moins, comme l'indique la Figure 3.2, que les heures travaillées ne se remettent jamais complètement de la baisse subie après un choc technologique. Aussi, bien que les données et la méthode utilisées soient semblables à celles employées par Galí, les résultats obtenus suite à l'estimation de la spécification sans correction ne semblent pas appuyer la corrélation positive qu'il obtient en réaction au choc non technologique. Les corrélations calculées ici sont négatives aussi bien après un choc technologique (-0,54) qu'après un choc non technologique (-0,25) (voir Tableaux 8 et 9). Ces résultats semblent cependant difficilement conciliables avec la corrélation non conditionnelle pratiquement nulle présentée par Galí.

Figure 3.2 **Sentiers de réponse dynamique obtenus pour le niveau des heures travaillées après un choc technologique et un choc non technologique avec correction***



***Les lignes pointillées représentent les intervales de confiance à 90 %.**

Tout comme ceux de Galí, les résultats obtenus après un choc technologique semblent contredire l'une des principales prédictions conditionnelles des MCR. Dans ces derniers, la corrélation entre les heures travaillées et la productivité est largement positive en réaction à un choc technologique, alors que la relation empirique qui découle de la présente analyse pointe essentiellement dans la direction opposée. Étant donné l'importance d'un tel résultat, la prochaine section propose de reprendre la même problématique, mais en l'étudiant sous un angle différent.

3.2 Modèle autorégressif multivarié à correction d'erreurs

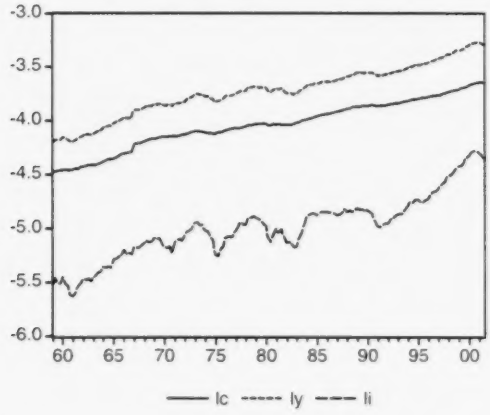
Les résultats présentés dans cette section proviennent de l'estimation d'un modèle à correction d'erreurs comprenant quatre variables : la production réelle, la consommation réelle, l'investissement réel et les heures travaillées. Toutes ces variables sont prises en logarithme et exprimées par habitant. La productivité du travail est ensuite dérivée en soustrayant le log des heures travaillées du log de la production.

Les données américaines en ce qui a trait à la productivité du travail et aux heures travaillées sont des données trimestrielles désaisonnalisées couvrant la période allant de 1959T1 à 2001T3 et provenant de la base de données Citibase[12]. Contrairement à Galí, nous utilisons ici une mesure de la production qui exclut les dépenses en biens et services ainsi que les investissements du secteur public. Cette mesure de la production privée est davantage compatible avec le MCR canonique. Nous retrouvons également à la Figure 3.3 les caractéristiques généralement associées à ce type de données : la production est moins volatile que l'investissement, mais l'est davantage que la consommation. De plus, la corrélation non conditionnelle entre nos mesures des heures et de la productivité (en taux de croissance) est de -0,05, ce qui est compatible avec la corrélation près de zéro généralement observée.

---

[12] Les définitions précises sont GDPQF-GGEQF (production), GCNQF+GCSQF (consommation), GCDQF+GPIQF (investissement), LPMHU (heures travaillées) ainsi que P16 (population). L'estimation d'un modèle à l'aide de données « en chaîne », censées améliorer l'analyse de la productivité dans un cadre de long terme, a également été effectuée. Les principales conclusions obtenues demeurent toutefois les mêmes.

Figure 3.3 **Logarithme de la production privée (*ly*), de la consommation (*lc*) et de l'investissement (*ly*) par habitant – États-Unis**



Les données utilisées pour les modèles des autres pays du G7 sont également trimestrielles et désaisonnalisées, mais couvrent différentes périodes selon les pays[13]. Les séries de la production, de la consommation et de l'investissement proviennent des comptes nationaux trimestriels de l'OCDE. La mesure d'emploi pour ces pays est donnée par le nombre de civils ayant un emploi dans la population active. Ces séries sont tirées des statistiques trimestrielles sur la population active de l'OCDE.

Avant d'appliquer la procédure proposée par King et coll. (1991), nous nous sommes toutefois assurés que les différentes séries utilisées à cette fin sont compatibles avec les restrictions qu'impose une telle approche. En particulier, nous nous sommes intéressés aux propriétés d'intégration et de cointégration des données.

Premièrement, nous avons testé la stationnarité des différentes séries en notre possession. Le Tableau 10 présente les résultats des tests ADF et ERS appliqués aux diverses séries chronologiques employées. Pour ces deux tests, le nombre de retards de la variable dépendante à inclure dans l'équation a respectivement été déterminé à l'aide du MAIC et de la méthode proposée par Campbell et Perron (1991). Les résultats obtenus abondent

[13] Les périodes couvertes sont les suivantes : Canada : 1965T1 à 2000T4; Royaume-Uni : 1969T2 à 2000T4; Allemagne : 1968T1 à 1990T4; France : 1970T1 à 1998T4; Italie : 1970T1 à 2000T4 et Japon : 1965T1 à 2000T2. Les données pour l'Allemagne postérieures à 1990 ont été éliminées afin d'éviter les effets structurels de la réunification.

généralement dans le sens de la non-stationnarité pour l' ensemble des séries de la production, de la consommation, de l'investissement et des heures travaillées ou de l'emploi prises en niveau[14]. Le fait que les trois premières séries paraissent caractérisées par des processus I(1) avec dérive positive semble compatible avec nos a priori théoriques ainsi qu'avec le cadre méthodologique prescrit par King et coll. Toutefois, l'attribution d'un telle caractéristique aux séries des heures travaillées et de l'emploi par habitant l'est moins. L'explication habituellement avancée est que les chocs permanents ont un impact sur le niveau de l'emploi à long terme, mais que ceux-ci ont très peu d'effet sur le nombre d'heures travaillées par personne. Ce dernier serait plutôt influencé à court terme par les chocs temporaires. Quoi qu'il en soit, l'apparence de non-stationnarité dans ces séries nous amène à estimer deux différentes spécifications, l'une utilisant les heures en première différence, l'autre, en niveau.

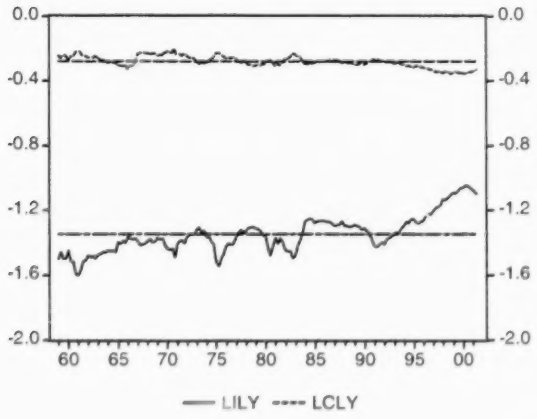
Deuxièmement, le comportement des séries de la production, de la consommation et de l'investissement semble entériner certaines conditions de croissance équilibrée qui excluent la présence d'une racine unitaire dans les deux « grands ratios » que composent ces séries. Dans le cadre d'un modèle de cycle réel où la croissance à long terme résulte d'une tendance stochastique à la technologie, les trois premières variables devraient être cointégrées en paires avec des vecteurs de cointégration égaux à (-1, 1). En utilisant le test élaboré par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) (1992), dont l'hypothèse nulle est la stationnarité, nous ne pouvons généralement pas rejeter l'absence de racine unitaire dans les ratios $\log C_t - \log Y_t$ et $\log I_t - \log Y_t$[15] (voir Tableau 11). Tout comme l'ont noté King et coll., ces ratios semblent fluctuer autour d'une moyenne constante, montrant ainsi une certaine stabilité dans le temps. La Figure 3.4 présente ces deux « grands ratios » pour l'économie américaine.

---

[14] Les résultats contre-intuitifs obtenus pour certaines variables résultent probablement du manque de puissance des tests de racine unitaire en petit échantillon et du fait qu'ils sont affectés par la présence d'une composante MA négative.

[15] Les résultats obtenus pour la France ne penchent pas en faveur d'un tel lien de cointégration entre la production et l'investissement. Il pourrait toutefois s'agir d'un problème associé à la taille relativement restreinte de l'échantillon.

Figure 3.4 **Logarithme des ratios investissement/production (lily) et consommation/production (lcly) – États-Unis.**



Si l'on considère le modèle incorporant le niveau des heures, les deux relations de cointégration impliquent la présence d'un seul choc permanent. Les trois autres chocs n'ont qu'un effet temporaire sur les variables du modèle. Étant donné les restrictions d'identification imposées par ces vecteurs de cointégration, la matrice des multiplicateurs de long terme se présente comme suit :

$$\Gamma(1) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

Afin de fixer l'ordre de grandeur du choc technologique, nous avons normalisé à l'unité les coefficients des trois premières rangées de la première colonnes de $\Gamma(1)$. Cette forme particulière indique qu'à long terme, le choc permanent mènera à une augmentation d'une unité de la production, de la consommation et de l'investissement.

Lorsque la première différence des heures travaillées est utilisée, la structure du modèle est légèrement modifiée pour faire place à un deuxième choc permanent. La matrice des multiplicateurs de long terme peut alors être décomposée ainsi :

$$\Gamma(1)=\left[\tilde{A}\Pi,0\right] \quad \text{où} \quad \tilde{A}\Pi=\begin{bmatrix}1 & 1\\ 1 & 1\\ 1 & 1\\ 0 & 1\end{bmatrix}\cdot\begin{bmatrix}1 & 0\\ \pi_{21} & 1\end{bmatrix}.$$

Nous incorporons ce deuxième choc permanent au modèle pour tenir compte de la non-stationnarité observée dans les séries des heures travaillées par habitant. Bien qu'il soit difficilement caractérisable, ce choc permet de maintenir une certaine cohésion empirique. La deuxième colonne de la matrice $\tilde{A}$ est spécifiée de façon à ce que seul le choc technologique puisse affecter le niveau de la productivité à long terme. En effet, puisque les heures semblent être non stationnaires en niveau, un certain choc spécifique doit les affecter de façon permanente à long terme, d'où l'introduction d'un second choc permanent. Nous avons retenu cette forme particulière de la matrice $\tilde{A}$ pour que les chocs aux tendances communes exprimés par les liens de cointégration entre les variables aient une signification économique. Ainsi, cette structure impose la stabilité à long terme des ratios consommation-production et investissement-production, tout en faisant en sorte que seul le choc technologique puisse avoir un impact sur le niveau de la productivité. Le coefficient π_{21} de la matrice Π est contraint par la restriction imposant l'orthogonalité des innovations permanentes et permet aux différents chocs permanents d'avoir différents impacts sur les variables.

Après avoir établi que les diverses relations entre les variables utilisées sont compatibles avec les prescriptions de base de la méthodologie de King et coll., nous avons procédé à l'estimation du MVCE pour ensuite obtenir les sentiers de réponse dynamique ainsi que les corrélations conditionnelles.

Les deux prochaines figures présentent les sentiers de réponse dynamique estimés après un choc technologique d'un écart-type ainsi que les intervalles de confiance à 90 % qui leur sont associés pour les spécifications comprenant la première différence des heures pour les États-Unis[16]. Les résultats obtenus sans la correction de Kilian (1991) sont reportés à la

[16] L'écart-type associé au choc technologique est d'environ 0,8 %.

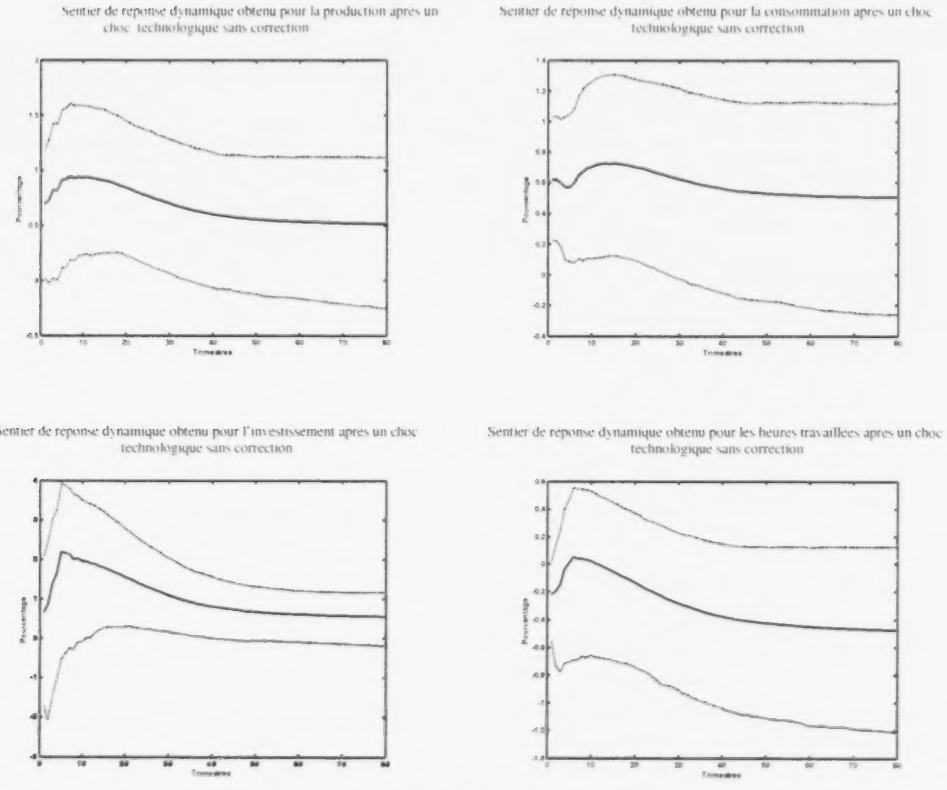
Figure 3.5, alors que ceux incorporant une telle correction le sont à la Figure 3.6. Le nombre de retards à inclure dans le MVCE a été choisi à l'aide du critère d'Akaike[17].

En ce qui concerne les sentiers de réponse dynamique de la production, de la consommation et de l'investissement obtenus avec le modèle sans correction est utilisé, les résultats présentés à la Figure 3.5 sont similaires à ceux de King et coll. Sur un horizon relativement rapproché, en réaction à un choc permanent, la production augmente d'environ 1%, l'investissement, de 2 % et la consommation, de moins de 1 %. L'ajustement des variables en vue d'atteindre leur niveau de long terme semble cependant se faire moins rapidement, ce dernier étant terminé en général au bout de dix ans. Quant aux heures travaillées, la baisse initiale qu'elles subissent après le choc technologique est temporairement compensée par une hausse par la suite. Toutefois, à plus long terme, les heures travaillées ne semblent pas se remettre d'un tel choc. Bien que ces variations ne soient pas significatives, nous obtenons une corrélation négative entre les heures travaillées et la productivité (-0,56). Ceci peut s'expliquer par le fait qu'en réaction à un choc technologique, la productivité augmente davantage que la production en raison d'une baisse des heures travaillées. En ce sens, les présents résultats ressemblent à ceux obtenus dans l'étude de Galí (1999).

La spécification incorporant le niveau des heures donne des sentiers de réponse dynamique similaires pour la production, la consommation et l'investissement, quoique les réactions observées soient généralement plus fortes que lorsque les heures sont prises en différence. La Figure 3.6 montre qu'à moyen terme, après un choc technologique, la production augmente de plus de 1 % pour se stabiliser à environ 1%. La consommation subit une hausse de 0,9% pour ensuite se stabiliser à un niveau légèrement plus élevé. L'investissement s'accroît de plus de 2 % pour ensuite revenir à 1 %. Quant aux heures travaillées, leur niveau augmente de 0,3 % à moyen terme pour ensuite revenir à leur niveau initial. Ainsi, contrairement au cas précédent, la réaction des heures au choc technologique devient positive après environ trois trimestres. Les intervalles de confiance ne permettent cependant pas de

[17] Des estimations dont le nombre de retards a été choisi à l'aide du critère de Schwarz ont également été effectuées pour les États-Unis, et les résultats obtenus sont essentiellement les mêmes.

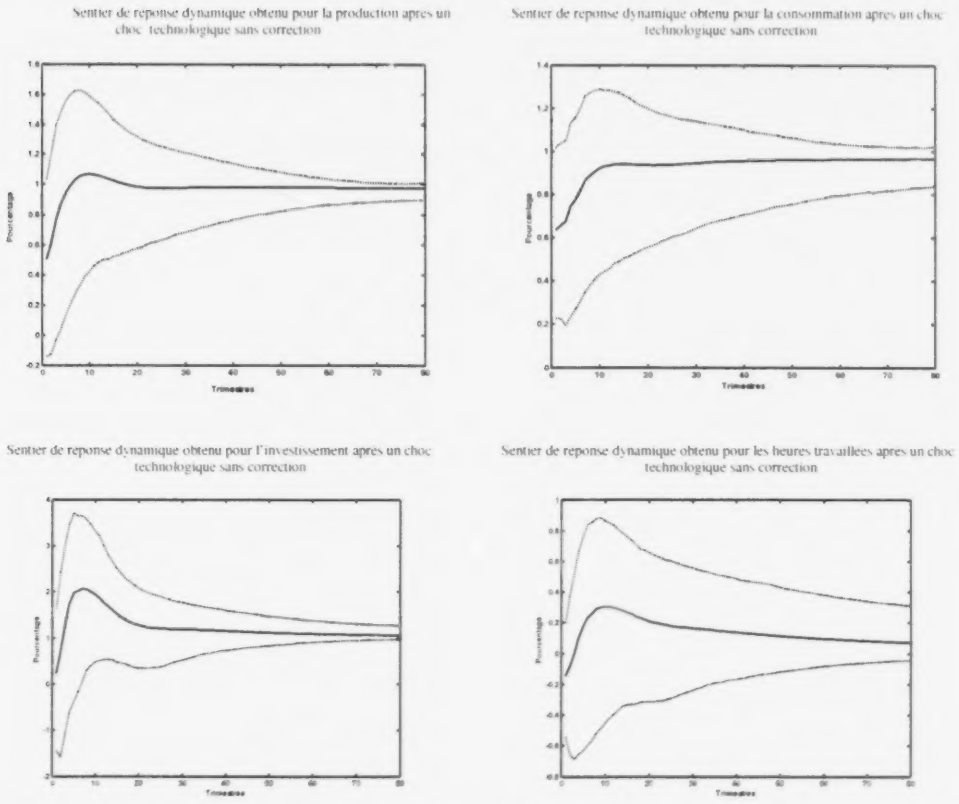
Figure 3.5 **Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique sans correction (première différence des heures)* — États-Unis**



***Les lignes pointillées représentent les intervales de confiance à 90 %.**

valider ce résultat. Il en découle une corrélation conditionnelle entre les heures travaillées et la productivité, qui est négative (-0,29), mais pas significative (voir Tableau 12).

Figure 3.6 **Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique sans correction (niveau des heures)* — États-Unis**

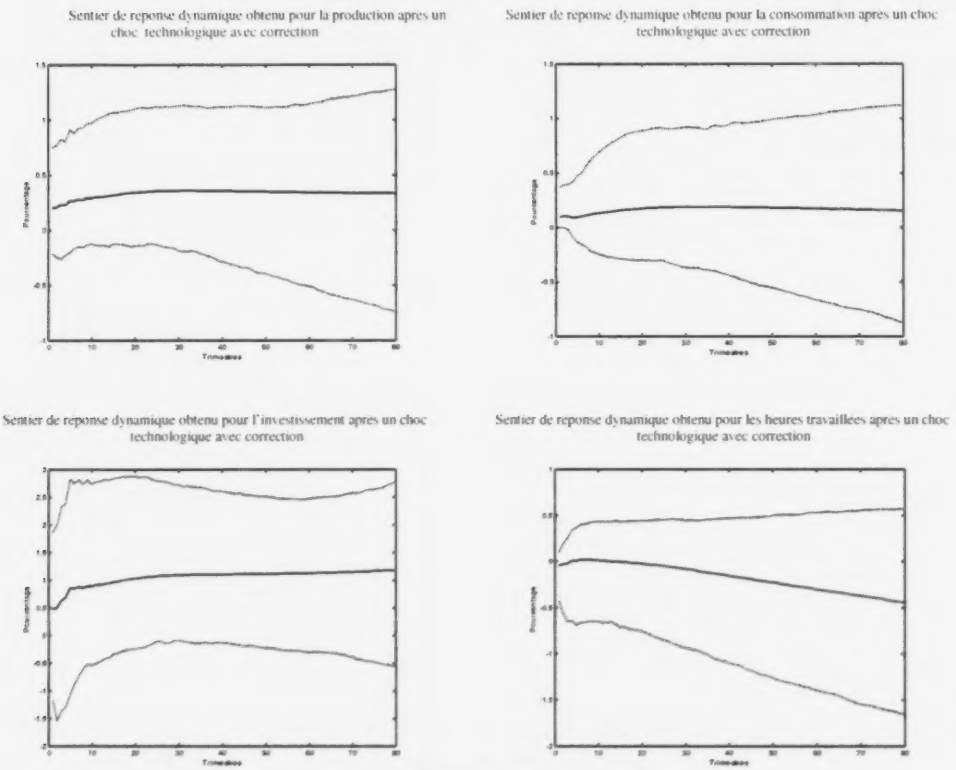


***Les lignes pointillées représentent les intervales de confiance à 90 %.**

Lorsque l'on considère le modèle avec correction du premier ordre et la première différence des heures, les résultats sont quelque peu différents. Comme le montre la Figure 3.7, les réponses dynamiques de la production et de la consommation au choc technologique semblent plutôt graduelles et beaucoup moins prononcées que dans le modèle sans correction. L'investissement répond assez rapidement, mais l'effet à moyen terme est environ deux fois moins élevé que dans le modèle précédent. La réponse des heures travaillées devient faiblement positive après quatre trimestres, mais elle redevient aussitôt négative sans jamais pouvoir rattraper le terrain perdu.

Il est par contre difficile de tirer quoi que ce soit de spécifique de ces observations, puisque aucun des graphiques ne présente de zones où la réponse est significative. La corrélation entre les heures travaillées et la productivité en réaction au choc technologique est négative (-0,19), mais pas significative (voir Tableau 12).

Figure 3.7 Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec correction (première différence des heures)* — États-Unis

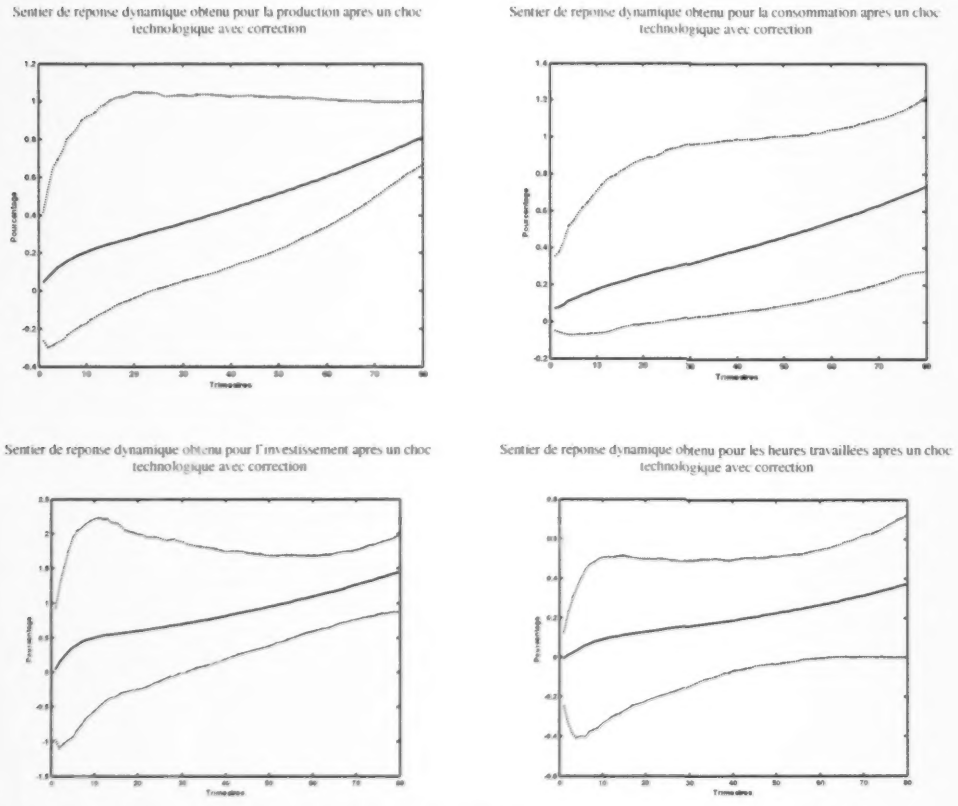


***Les lignes pointillées représentent les intervales de confiance à 90 %.**

Quand les heures travaillées sont prises en niveau, l'impact du choc technologique sur la production, la consommation et l'investissement semble augmenter graduellement avec le temps. Les sentiers de réponse présentés à la Figure 3.8 montrent un impact significatif positif à long terme sur ces trois variables. Le sentier de réponse dynamique des heures

travaillées montre une augmentation constante en réaction au choc technologique. Encore une fois cependant, ce résultat n'est pas significatif. Il en résulte une corrélation conditionnelle positive (0,38), mais non significative (voir Tableau 12).

Figure 3.8 Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec correction (niveau des heures)* — États-Unis



***Les lignes pointillées représentent les intervales de confiance à 90 %.**

Les Figures A.3 à A.14 et les Tableaux 14 à 19 présentent respectivement les sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi et les différentes corrélations conditionnelles. Ces résultats proviennent d'estimations faites à partir d'un modèle avec et sans correction du premier ordre comprenant le niveau et la première différence de l'emploi pour chacun des autres pays du G7.

Pour l'ensemble de ces pays, les réponses dynamiques de la production obtenues suite à l'estimation du modèle comprenant la première différence de l'emploi sans correction montrent, à moyen et long terme, un impact positif significatif du choc technologique sur cette variable. Après environ 30 trimestres, l'effet du choc sur la production se stabilise à des niveaux variant entre 0,6 % et 1,5 % Pour le Canada et la France, le choc technologique finit par avoir un effet positif sur l'emploi, alors que pour l'Allemagne, l'Italie, le Royaume-Uni et le Japon, cet effet est négatif. Ces résultats ne sont cependant pas significatifs. Les corrélations conditionnelles entre la productivité et l'emploi sont négatives pour tous les pays, allant de -0,17 à -0,73, mais significatives seulement pour trois d'entre eux, soit le Canada, le Royaume-Uni et le Japon. En comparaison, Galí trouve plutôt une corrélation négative significative pour tous les pays, à l'exception du Japon.

Le scénario demeure essentiellement le même pour les différentes réponses de la production lorsque l'on considère le niveau de l'emploi. En ce qui concerne l'emploi, le choc technologique amène, sur un horizon assez rapproché, des baisses d'emploi variant entre 0,1% et 0,9 %. À plus long terme, l'emploi retrouve son niveau initial. Les corrélations obtenues sont négatives pour le Canada (-0,70), l'Italie (-0,65), le Japon (-0,56) et le Royaume-Uni (-0,53) et positives pour l'Allemagne (0,07) et la France (0,01). Cependant, seul le résultat pour le Royaume-Uni est significatif.

Lorsqu'une correction du premier ordre est apportée à la spécification incluant la première différence de l'emploi, nous constatons, comme pour les États-Unis, une augmentation graduelle de la production, qui s'établit entre 0,3 % et 1,2 % et est significative, sauf pour le Canada et le Royaume-Uni. L'impact du choc technologique sur l'emploi est négatif pour l'Allemagne, le Royaume-Uni et le Japon, et positif pour le Canada, la France et l'Italie. Ces réponses dynamiques ne sont, par contre, pas significatives, sauf pour une courte période au le Canada. Conséquemment, la corrélation conditionnelle entre l'emploi et la productivité est positive pour le Canada (0,37) et la France (0,53), légèrement négative pour l'Italie (-0,07) et négative pour l'Allemagne (-0,21), le Royaume-Uni (-0,75) et le Japon (-0,69). Ces corrélations ne sont toutefois pas significatives. Si l'on compare ces résultats au cas sans correction, certaines corrélations deviennent positives (Canada, France), d'autres deviennent beaucoup moins négatives (Italie) ou ne changent pas (Allemagne,

Royaume-Uni et Japon). Ceci peut s'expliquer par le fait que l'emploi diminue moins ou pas en réaction au choc technologique dans le cadre d'une spécification où la correction est appliquée.

Le même phénomène se produit lorsque les heures sont prises en niveau. La corrélation entre les heures et la productivité après un choc technologique devient soit positive (Canada, Japon) soit beaucoup moins négative (Royaume-Uni, Italie). Pour la France et l'Allemagne, elle passe de faiblement positive à faiblement négative. Les intervalles de confiance étant encore une fois très larges, il n'est pas possible de formuler une conclusion définitive sur la nature de cette corrélation.

CONCLUSION

Cette étude nous a permis d'étudier les fluctuations du salaire réel dans le cadre d'un modèle autorégressif à correction d'erreurs dont les intervalles de confiance et les corrélations conditionnelles ont été obtenus en utilisant des estimations exemptes de biais du premier ordre.

Notamment, l'utilisation d'un MVCE identifié à l'aide de contraintes d'identification de long terme provenant des vecteurs de cointégration, nous a permis d'identifier plus précisément l'effet du choc technologique sur l'ensemble des variables et plus particulièrement sur les heures travaillées. Théoriquement, ces dernières devraient être stationnaires, mais les résultats empiriques obtenus semblent plutôt pencher en faveur de la présence d'une racine unitaire dans cette série. Pour cette raison, nous avons estimé différents modèles incorporant le niveau et la première différence des heures ou de l'emploi pour l'ensemble des pays du G7.

Les résultats obtenus à partir de spécifications sans correction laissent croire à l'existence d'une corrélation négative entre la productivité du travail et les heures travaillées ou l'emploi en réaction à un choc technologique dans une majorité de pays lorsque les heures sont prises en différence. Par contre, lorsque le niveau des heures ou de l'emploi est utilisé, nous n'avons obtenu une telle corrélation, négative et significative, que pour le Royaume-Uni. Quand nous effectuons la correction proposée par Kilian (1998), les corrélations

obtenues sont soit positives soit moins négatives que celles résultant des modèles sans correction. Toutefois, celles-ci ne sont pas statistiquement significatives.

À la lumière de ces résultats, il ne nous est pas possible de rejeter la possibilité d'un salaire réel contracyclique après un choc technologique, pas plus qu'il nous est possible de rejeter un salaire procyclique. Il en résulte donc, contrairement à ce que donnent à penser les résultats obtenus par Galí, que les modèles de cycle réel en ce qui concerne le marché du travail ne peuvent être invalidées sur la base de leurs prédictions conditionnelles en faveur de celles d'autres modèles.

BIBLIOGRAPHIE

Abraham, K. G. et J. C. Haltiwanger (1995). « Real Wages and the Business Cycle », *Journal of Economic Literature*, vol. 33, n° 3, p. 1215-1264.

Barro, R. J. et R. G. King (1984). « Time Separable Preferences and Intertemporal Substitution Models of the Business Cycle », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 99, p. 817-839.

Basu S., J. G. Fernald et M. S. Kimball (1998). « Are Technology Improvements Contractionary? », *International Finance Discussion Papers*, n° 625, 56 p.

Beaudry, P. et A. Guay (1996). « What Do Interest Rates Reveal About the Functioning of Real Business Cycle Models? », *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 20, p. 1661-1682.

Blanchard, O. J. et D. Quah (1989). « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, n° 4, p. 655-673.

Bils, M. J. (1985). « Real Wages Over the Business Cycle: Evidence from the Panel Data», *Journal of political economy*, vol. 93, p. 666-689.

Campbell, J. Y. et P. Perron (1991). «Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 6, 61 p.

Chirinko, R. (1980). « The Real Wage Rate Over the Business Cycle », *Review of Economics and Statistics*, vol. 62, p. 459-461.

Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1992). « Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, p. 430-450.

Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). « Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276.

Fairise, X. et F. Langot (1994). « Labor Productivity and the Business Cycle : Can RBC Models Be Saved? », *European Economic Review*, vol. 38, p. 1581-1594.

Faust, J. et E. M. Lepper (1997). « When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, n° 3, p. 345-353.

Fleischman, C. A. (1999). « The Causes of Business Cycles and the Cyclicality of Real Wages », *Board of Governors of the Federal Reserve System*, 35 p.

Francis, N. et V. A. Ramey (2001). « Is the Technology-Driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and aggregate fluctuations revisited », manuscrit, 48 p.

Galí, J. (1999). « Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations ? », *American Economic Review*, vol. 89, n° 1, p. 249-271.

Gamber, E. N. et F. L. Joutz (1993). « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances : Comment », *American Economic Review*, vol. 83, n° 5, p. 1387-1393.

Geary, P. T. et J. Kennan (1982). « The Employment-Real Wage Relationship: An International Study », *Journal of Political Economy*, vol. 90, p. 845-871.

Keane, M., R. Moffitt et D. Runkle (1989). « Real Wages Over the Business Cycle : Estimating the Impact of Heterogeneity with Micro Data », *Journal of political economy*, vol. 96, p. 1232-1266.

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Londres, Macmillan.

Kilian, L. (1998). « Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, p.218-230.

King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock and M. W. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 81, n° 4 , p. 819-840.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. et Shin, Y. (1992). « Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure We Are that Economic Time Series Have a Unit Root? », *Journal of Econometrics*, vol. 44, p. 159-178.

Kydland, F. E. et E. C. Prescott (1982). « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, vol. 50, n° 6, p. 1345-137.

Long, J. et C. Plosser (1983). « Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, vol. 91, p. 39-69.

Lucas, R. E. (1972). « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review*, vol. 63, n° 3, p. 326-334.

Mocan, H. N. et A. Baytas (1991). « Demand Shocks, Supply Shocks and the Cyclicality of Real Wages », *Applied Economics*, vol. 23, p. 1213-1220.

Mocan, H. N. et K. Topyan (1993). « Real Wage Over the Business Cycle : Evidence from a Structural Time Series Model », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 55, n° 4, p. 363-386.

Neftci, S. N. (1978). « A Time-Series Analysis of the Real-Employment Relationship », *Journal of political Economy*, vol. 86, p. 281-291.

Paquet, A. (2001). « A Guide to Applied Modern Macroeconometrics », manuscrit.

NG, S. et P. Perron. (1995) « Unit Root Test in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, p. 268-281.

Romer, D. (2001). *Advanced Macroeconomics*, New York, McGraw-Hill.

Sargent, T. (1978). « Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules Under Rational Expectations », *Journal of political economy*, vol. 86, p. 1009-1044.

Savard, F. (2001). « Comportement cyclique du salaire réel en réponse à un choc d'offre monétaire, un choc d'une hausse des dépenses gouvernementales et un choc technologique », Mémoire de l'Université du Québec à Montréal, 40 p.

Solon, G., R. Barsky et J.A. Parker (1994). « Measuring the Cyclicality of Real Wages : How Important is Composition Bias? », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, p. 1-25.

Vigfusson, R. J. (2002). « Why Does Employment Fall After a Positive Technology Shock? A Neoclassical Explanation », manuscrit, 34 p.

ANNEXE

Tableau 1

Tests de racine unitaire ADF et ERS appliqués aux variables de productivité (x) et des heures travaillées (n) utilisées dans le VAR bivarié

	x	Δx	n	Δn
ADF (4 retards)	-3,26*	-6,11**	-3,34*	-7,39**
ADF (MAIC)	-3,35*	-3,12**	-4,25**	-7,76**
ERS	-0,63	-1,09	-2,15	-2,88**

Tableau 2

Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc technologique avec correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.9896	-0.9373	-0.8550
-1	-0.7793	-0.3801	0.1279
0	-0.9330	-0.8562	-0.7614
1	-0.8772	-0.6218	-0.1103
2	-0.8527	-0.1187	0.6100

Tableau 3

Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc non technologique avec correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.9960	-0.9118	-0.7306
-1	-0.9564	-0.8423	-0.6762
0	0.1422	0.2959	0.4606
1	0.4000	0.5373	0.6773
2	0.5344	0.6966	0.8687

Tableau 4

Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc technologique sans correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.9881	-0.9346	-0.8511
-1	-0.7643	-0.3087	0.2136
0	-0.9309	-0.8544	-0.7575
1	-0.8756	-0.5856	-0.0515
2	-0.8152	0.0181	0.6588

Tableau 5

Corrélations conditionnelles entre la productivité et la première différence des heures travaillées après un choc non technologique sans correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.9976	-0.9359	-0.7804
-1	-0.9711	-0.8704	-0.7245
0	0.1449	0.3003	0.4561
1	0.4149	0.5540	0.6972
2	0.5721	0.7364	0.9113

Tableau 6

Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc technologique avec correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.7383	-0.4636	-0.2194
-1	-0.8340	-0.5755	-0.1245
0	-0.6928	-0.5319	-0.3708
1	-0.8093	-0.6347	-0.4346
2	-0.8607	-0.6785	-0.3076

Tableau 7

Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc non technologique avec correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.8116	-0.4955	-0.0020
-1	-0.7698	-0.5378	-0.2809
0	-0.3966	-0.2372	-0.1257
1	-0.4162	-0.1577	-0.0133
2	-0.4205	-0.0914	0.1449

Tableau 8

Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc technologique sans correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.7332	-0.4526	-0.2099
-1	-0.8467	-0.5488	-0.0660
0	-0.6799	-0.5353	-0.3976
1	-0.7968	-0.6484	-0.4819
2	-0.8549	-0.6989	-0.4809

Tableau 9

Corrélations conditionnelles entre la productivité et le niveau des heures travaillées après un choc non technologique sans correction

Valeur T-K	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
-2	-0.8241	-0.5026	-0.0178
-1	-0.7717	-0.5526	-0.3230
0	-0.3960	-0.2477	-0.1400
1	-0.3873	-0.1539	-0.0069
2	-0.3592	-0.0757	0.0896

Tableau 10

Tests de racine unitaire ADF et ERS appliqués aux variables du MVCE

États-Unis

Test	y	Δy	c	Δc	i	Δi	n	Δn
ADF	-1,88	-5,30**	-1,74	-3,44**	-2,28	-5,63**	-2,48	-5,88**
ERS	-1,54	-2,86**	-1,02	-5,16**	-2,36	-2,34**	-2,52	-2,83**

Canada

Test	y	Δy	c	Δc	i	Δi	n	Δn
ADF	-2,25	-5,29**	-2,48	-2,69*	-2,16	-5,98**	-1,81	-3,36**
ERS	-1,25	-8,64**	-1,31	-0,75	-2,27	-3,89**	-1,55	-6,96**

Allemagne

Test	y	Δy	c	Δc	i	Δi	n	Δn
ADF	-3,56**	-9,44**	-1,93	-2,10	-2,58	-3,29**	-1,93	-2,84*
ERS	-1,69	-2,50**	-0,95	-1,01	-2,25	-2,30**	-1,76	-3,78**

France

Test	y	Δy	c	Δc	i	Δi	n	Δn
ADF	-2,94	-4,64**	-2,51	-4,77**	-1,97	-3,35**	-2,80	-3,97**
ERS	-1,46	-1,56	-0,71	-0,07	-2,66	-1,00	-2,42	-3,42**

Italie

	y	Δy	c	Δc	i	Δi	n	Δn
ADF	-1,73	-7,40**	-1,46	-3,66**	-1,98	-3,76**	-2,12	-3,03**
ERS	-1,31	-6,13**	-1,05	-5,12**	-2,43	-2,25**	-2,65	-3,76**

Tableau 10 (suite)

Tests de racine unitaire ADF et ERS appliqués aux variables du MVCE

Japon

Test	y	Δy	c	Δc	i	Δi	n	Δn
ADF	-2,20	-2,31	-2,86	-2,22	-3,10	-2,34	-1,84	-2,28
ERS	-1,16	-1,88*	-0,38	-2,19**	-1,17	-2,43**	-1,78	-3,07**

Royaume-Uni

Test	y	Δy	c	Δc	i	Δi	n	Δn
ADF	-2,05	-3,53**	-2,34	-3,32**	-1,37	-3,88**	-2,52	-3,42**
ERS	-2,97*	-4,07**	-2,72*	-3,45**	-2,11	-1,62*	-2,96*	-3,28**

Tableau 11

Tests de stationnarité de KPSS appliqués aux ratios $\log Y_t - \log C_t$ et $\log Y_t - \log I_t$

Ratios	États-Unis	Canada	Allemagne	France	Italie	Japon	Royaume-Uni
$\log Y_t - \log C_t$	0,23	0,33	0,29	0,38*	0,31	0,10	0,09
$\log Y_t - \log I_t$	0,41*	0,11	0,35*	0,19**	0,36*	0,23	0,19

Tableau 12

Corrélations conditionnelles entre les heures travaillées et la productivité - États-Unis*

Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	4	Δn	-0.92	-0.56	-0.01	-0.84	-0.19	0.56
	3	n	-0.91	-0.29	0.52	-0.54	0.38	0.94
SIC	1	Δn	-0.98	-0.79	-0.19	-0.95	0.02	0.93
	1	n	-0.92	-0.08	0.75	-0.12	0.78	0.99

*Les séries de production, de consommation et d'investissement sont en dollars constants de 1996.

Tableau 13

Corrélations conditionnelles entre les heures travaillées et la productivité - États-Unis*

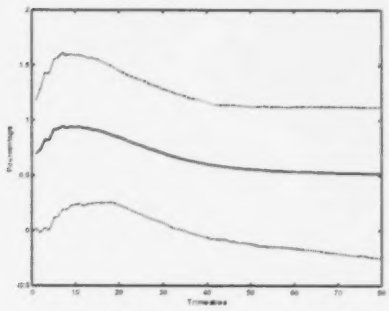
Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	4	Δn	-0.85	-0.04	0.62	-0.48	0.28	0.89
	3	n	-0.80	-0.09	0.57	-0.49	0.39	0.93
SIC	1	Δn	-0.97	-0.28	0.47	-0.87	-0.14	0.57
	1	n	-0.92	-0.14	0.69	-0.01	0.73	0.99

*Les séries de production, de consommation et d'investissement sont en dollars enchaînés de 1996.

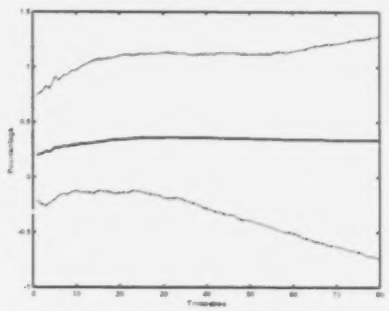
Figure A.1

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec et sans correction (première différence des heures) – États-Unis

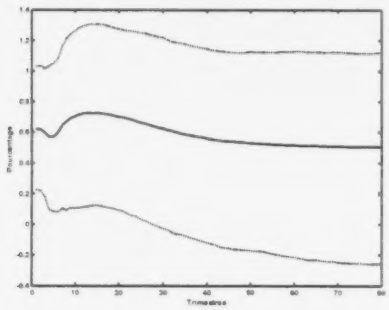
Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la consommation apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la consommation apres un choc technologique avec correction

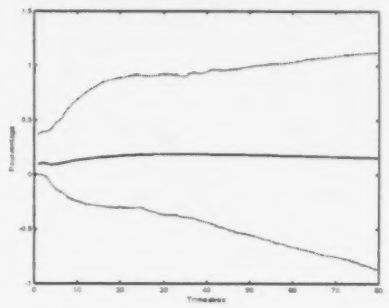
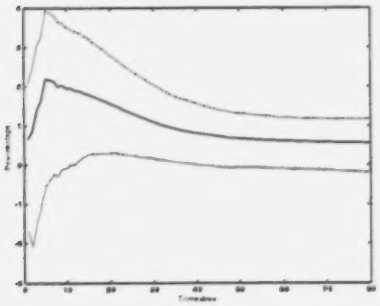


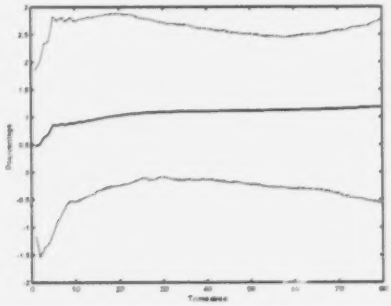
Figure A.1 (suite)

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec et sans correction (première différence des heures) – États-Unis

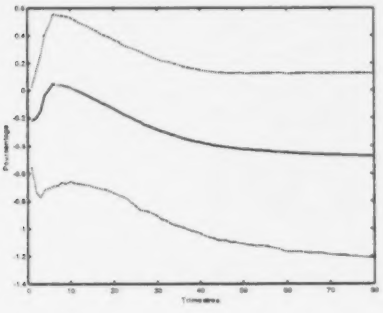
Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'investissement apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'investissement apres un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour les heures travaillees aprés un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique les heures travaillees apres un choc technologique avec correction

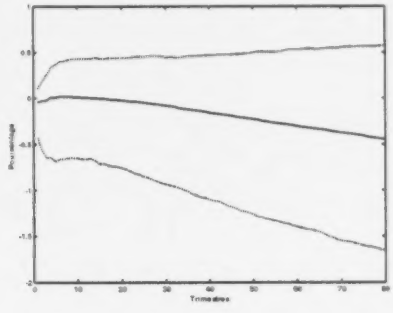
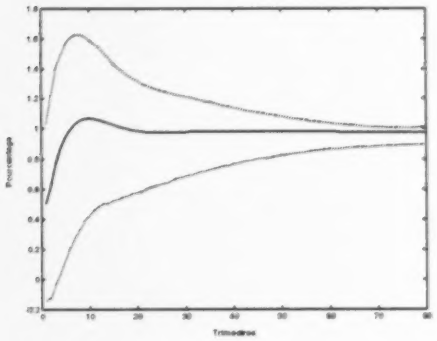


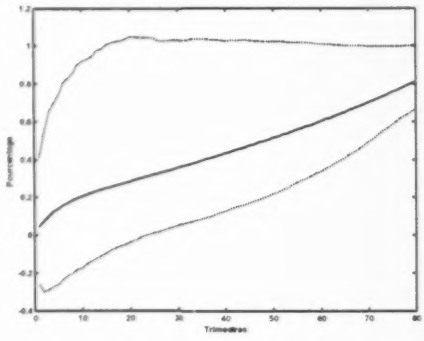
Figure A.2

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec et sans correction (niveau des heures) — États-Unis

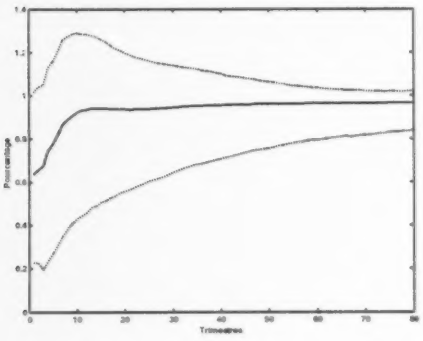
Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique avec correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la consommation après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la consommation après un choc technologique avec correction

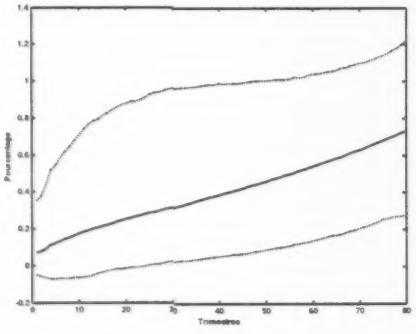
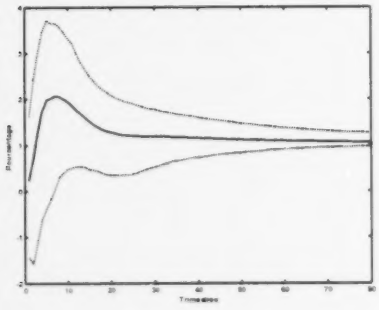


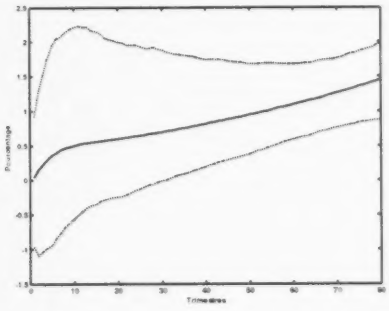
Figure A.2 (suite)

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées après un choc technologique avec et sans correction (niveau des heures) — États-Unis

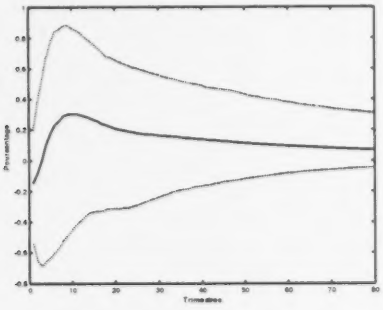
Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'investissement apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'investissement apres un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour les heures travaillees apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique les heures travaillees apres un choc technologique avec correction

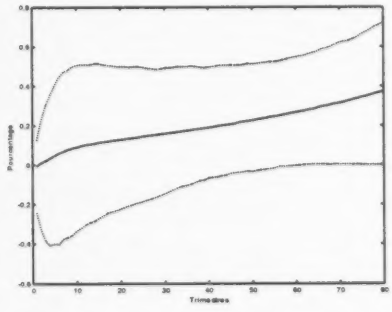


Tableau 14

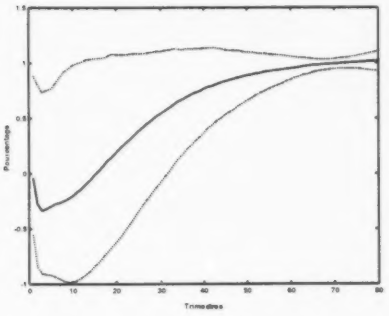
Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité — Canada

Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	1	dn	-0.9785	-0.6799	-0.0736	-0.9151	0.3697	0.9986
	2	n	-0.9724	-0.6956	0.0886	-0.7579	0.5652	0.9978

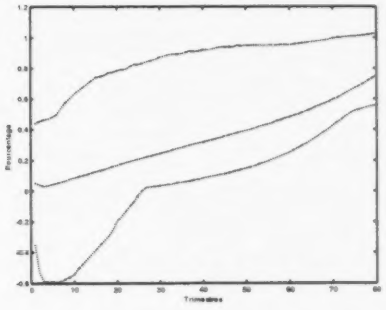
Figure A.3

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et après un choc technologique obtenus avec et sans correction (niveau de l'emploi) — Canada

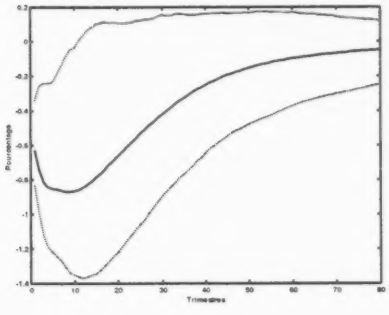
Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique avec correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique l'emploi après un choc technologique avec correction

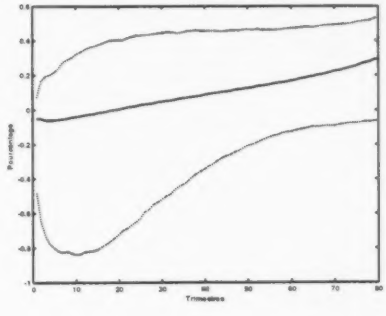
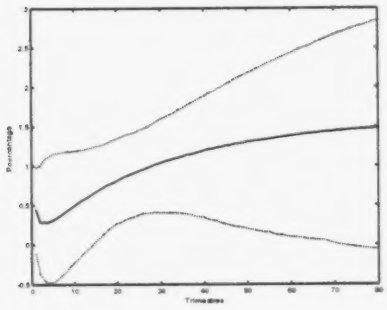


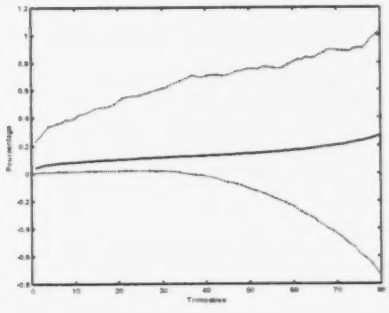
Figure A.4

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Canada

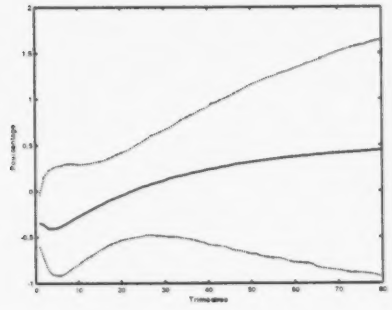
Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique avec correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique avec correction

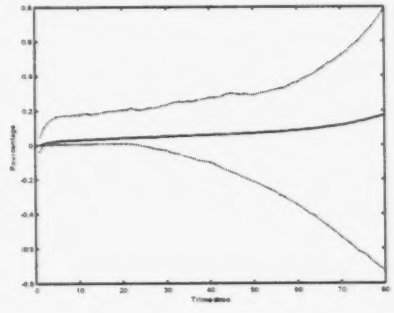


Tableau 15

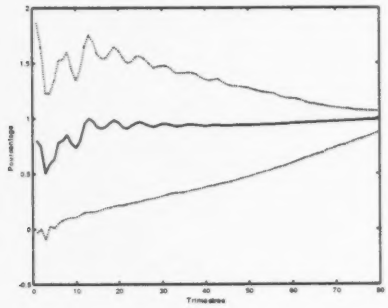
Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité — Allemagne

Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	3	dn	-0.6546	-0.1748	0.4485	-0.8959	-0.2077	0.5997
	4	n	-0.4727	0.0688	0.5588	-0.9027	-0.0513	0.9853

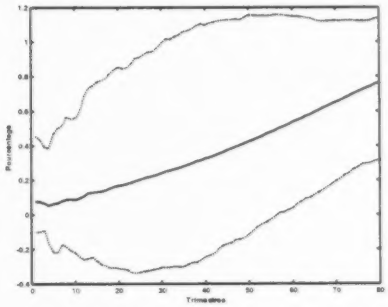
Figure A.5

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) — Allemagne

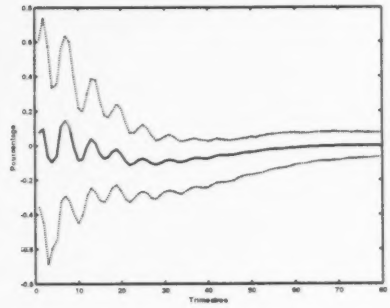
Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique avec correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique avec correction

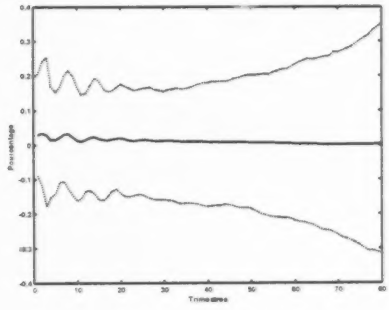
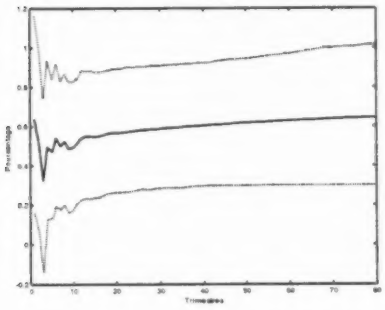


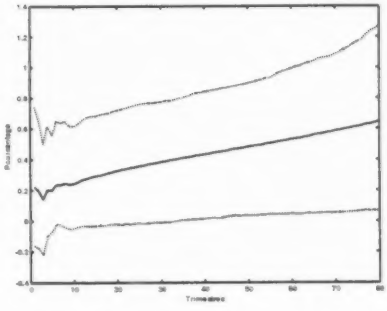
Figure A.6

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Allemagne

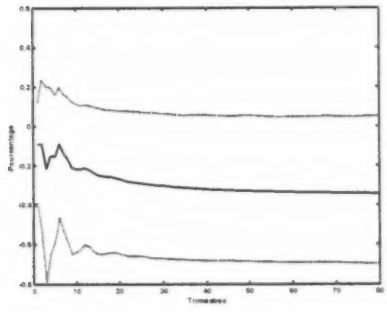
Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique l'emploi apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi apres un choc technologique avec correction

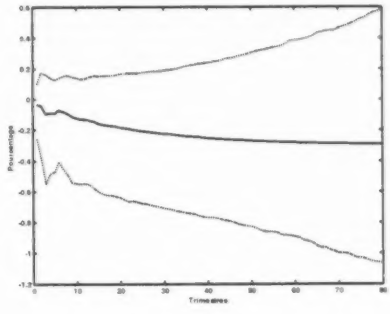


Tableau 16

Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité — France

Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	3	dn	-0.8537	-0.1718	0.5951	-0.3939	0.5332	0.9914
	4	n	-0.4992	0.0107	0.4351	-0.9108	-0.0072	0.5305

Figure A.7

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) — France

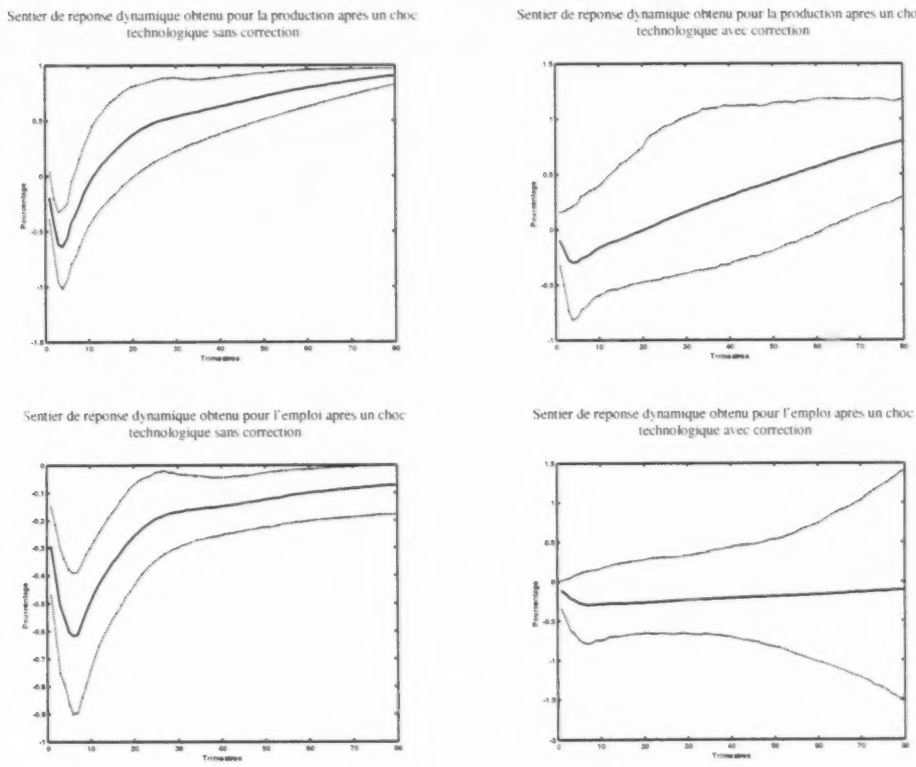
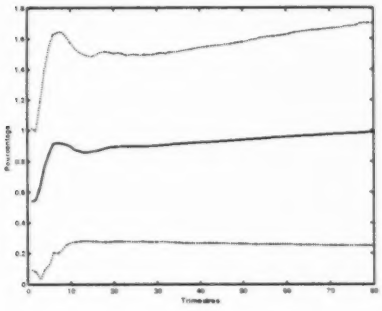


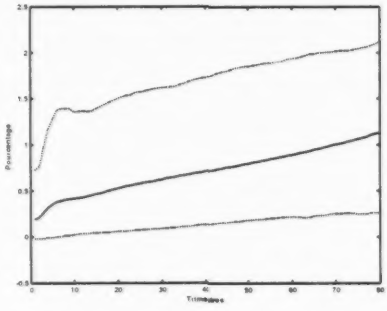
Figure A.8

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – France

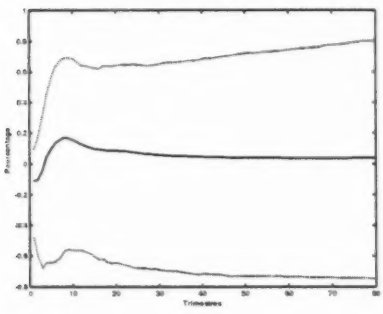
Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi apres un choc technologique avec correction

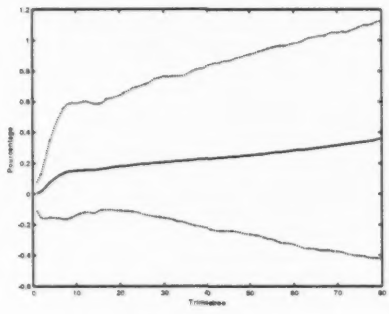


Tableau 17

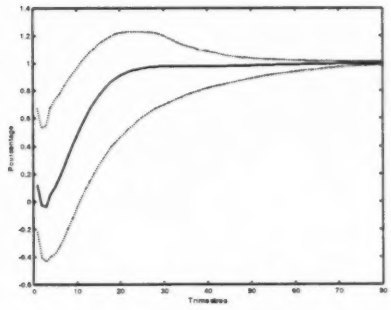
Corrélations conditionnelles entre les l'emploi et la productivité – Royaume-Uni

Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	1	dn	-0.9631	-0.7277	-0.1045	-0.9996	-0.7491	0.1483
	2	n	-0.8368	-0.5318	-0.0441	-0.9508	-0.0152	0.9826

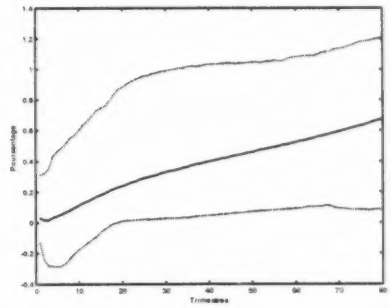
Figure A.9

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) – Royaume-Uni

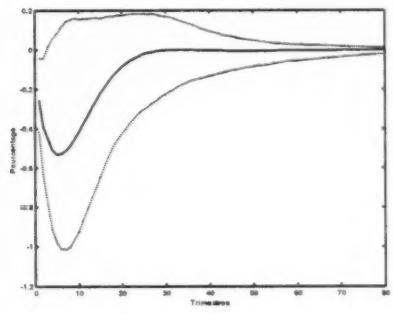
Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique avec correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique avec correction

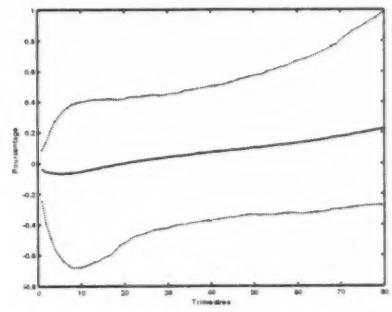
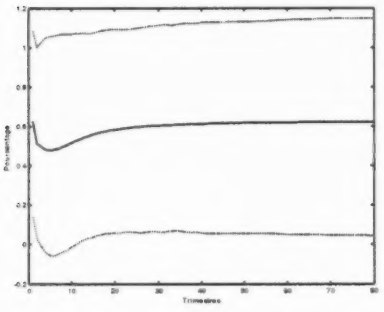


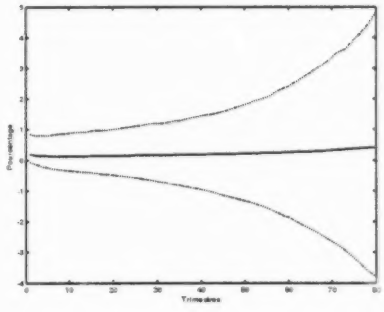
Figure A.10

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) — Royaume-Uni

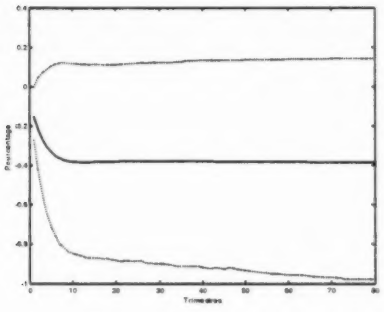
Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi apres un choc technologique avec correction

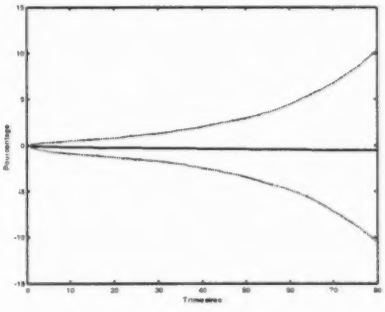


Tableau 18

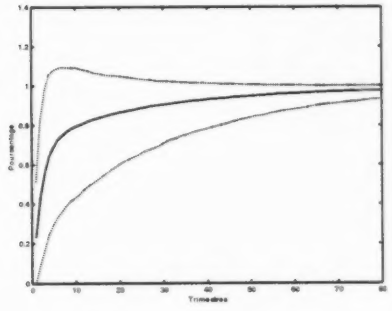
Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité – Italie

Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	1	dn	-0.9859	-0.7139	0.1238	-0.9449	-0.0719	0.8995
	1	n	-0.9026	-0.6516	0.3312	-0.9303	-0.3814	0.7388

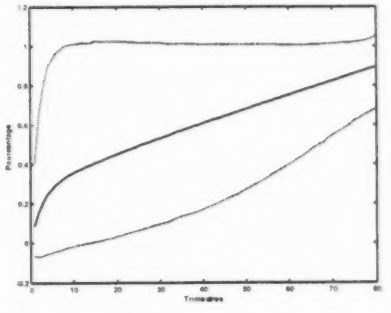
Figure A.11

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) – Italie

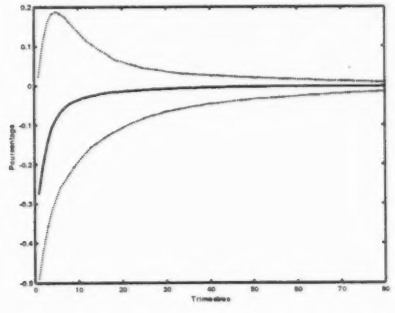
Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique avec correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique avec correction

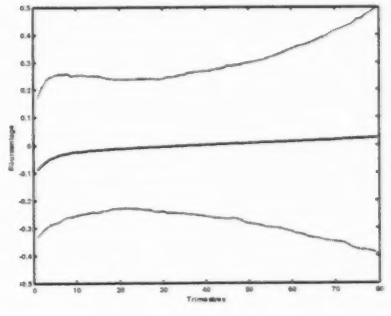
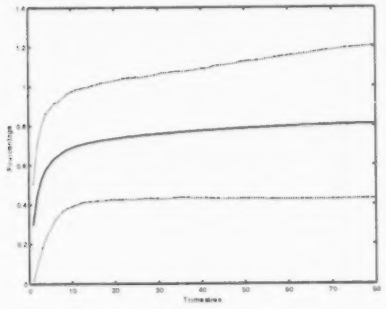


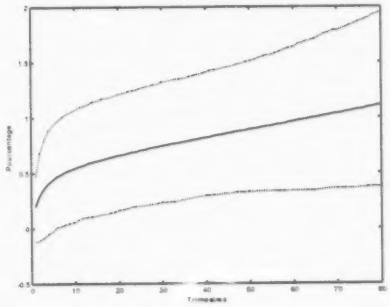
Figure A.12

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Italie

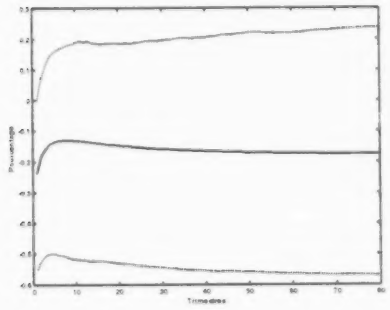
Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique avec correction

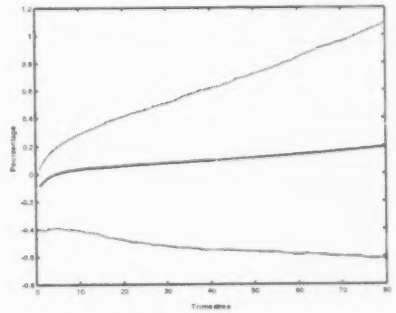


Tableau 19

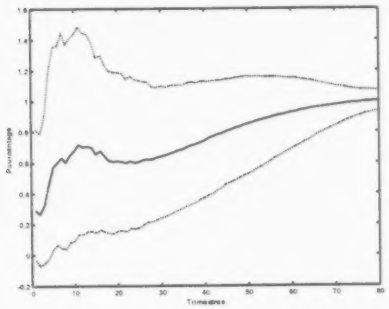
Corrélations conditionnelles entre l'emploi et la productivité — Japon

Critère	Nombre de retards	Variable	Sans correction			Avec correction		
			Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure	Borne inférieure	Corrélation	Borne supérieure
AIC	3	dn	-0.9348	-0.6435	-0.0332	-0.9983	-0.6870	0.2030
	8	n	-0.8164	-0.5605	0.0113	-0.9818	0.0012	0.9985

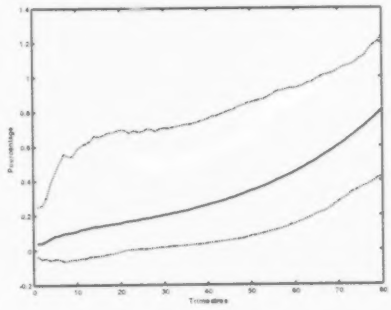
Figure A.13

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (niveau de l'emploi) — Japon

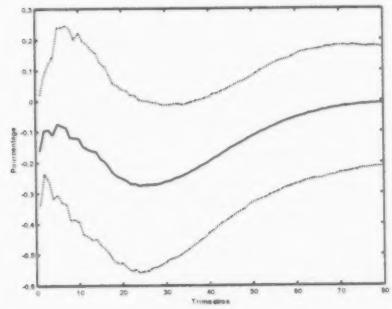
Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour la production apres un choc technologique avec correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi apres un choc technologique sans correction



Sentier de reponse dynamique obtenu pour l'emploi apres un choc technologique avec correction

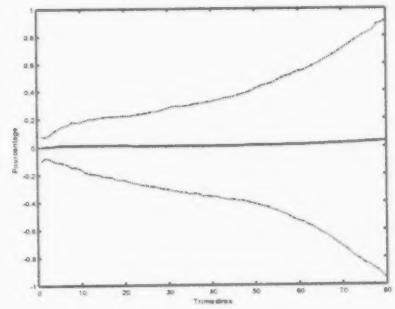
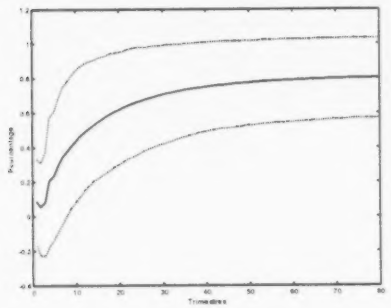


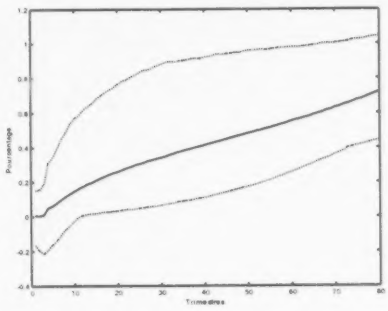
Figure A-14

Sentiers de réponse dynamique obtenus pour la production et l'emploi après un choc technologique avec et sans correction (première différence de l'emploi) – Japon

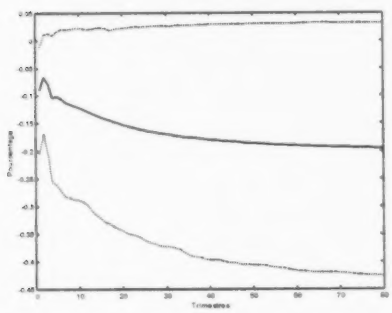
Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique sans correction



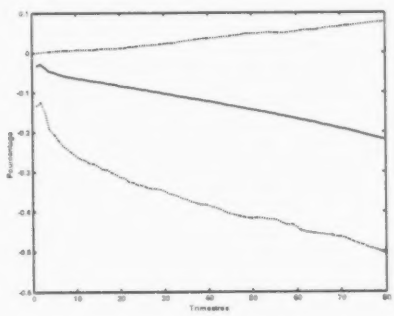
Sentier de réponse dynamique obtenu pour la production après un choc technologique avec correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique sans correction



Sentier de réponse dynamique obtenu pour l'emploi après un choc technologique avec correction



Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2002

2002-41	Estimating Settlement Risk and the Potential for Contagion in Canada's Automated Clearing Settlement System	C.A. Northcott
2002-40	Inflation Changes, Yield Spreads, and Threshold Effects	G. Tkacz
2002-39	An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships Among Inflatio... Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth	F. Vitek
2002-38	Oil-Price Shocks and Retail Energy Prices in Canada	M. Chacra
2002-37	Alternative Public Spending Rules and Output Volatility	J.-P. Lam et W. Scarth
2002-36	Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel américain	M.-A. Gosselin et R. Lalonde
2002-35	The Impact of Common Currencies on Financial Markets: A Literature Review and Evidence from the Euro Area	L. Karlinger
2002-34	How Do Canadian Banks That Deal in Foreign Exchange Hedge Their Exposure to Risk?	C. D'Souza
2002-33	Alternative Trading Systems: Does One Shoe Fit All?	N. Audet, T. Gravelle et J. Yang
2002-32	Labour Markets, Liquidity, and Monetary Policy Regime	D. Andolfatto, S. Hendry et K. Moran
2002-31	Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics: Canadian Evidence	C. Gauthier et D. Tessier
2002-30	Inflation Expectations and Learning about Monetary Policy	D. Andolfatto, S. Hendry et K. Moran
2002-29	Exponentials, Polynomials, and Fourier Series: More Yield Curve Modelling at the Bank of Canada	D.J. Bolder et S. Gusba
2002-28	Filtering for Current Analysis	S. van Norden
2002-27	Habit Formation and the Persistence of Monetary Shocks	H. Bouakez, E. Cardia et F.J. Ruge-Murcia
2002-26	Nominal Rigidity, Desired Markup Variations, and Real Exchange Rate Persistence	H. Bouakez
2002-25	Nominal Rigidities and Monetary Policy in Canada Since 1981	A. Dib

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca